

**Nr. 151****Arbetslöshetstider
i Sverige -
utvecklingen 1976-1997*****av****Johnny Zetterberg****Abstract**

I uppsatsen undersöks hur arbetslöshetens komponenter i termer av inflöde till arbetslöshet och arbetslöshetstider har utvecklats på den svenska arbetsmarknaden under perioden 1976-1997. Tyngdpunkten ligger på att undersöka det cykliska variationsmönstret i arbetslöshetstiderna. Utvecklingen av arbetslöshetstiderna studeras utifrån olika mått på arbetslöshetsperiodens längd och en viktig distinktion är den som mäter tvärsnittstiden respektive vistelsetiden. Det senare måttet kan tolkas som en indikator på arbetsmarknadens funktionssätt. Mot bakgrund av 1990-talets turbulenta utveckling på arbetsmarknaden ifrågasätts det beräkningssätt av vistelsetiden som traditionellt har använts i Sverige och som bygger på ett antagande att arbetsmarknaden karaktäriseras av steady state jämvikt. Detta kan leda till missvisande och felaktiga beräkningar av vistelsetiden. I uppsatsen undersöks detta genom att använda ett alternativt beräkningssätt som gör det möjligt att konstruera både ett steady state betingat mått och ett icke-steady state betingat mått på vistelsetiden. Ett huvudresultat från den statistiska analysen, som bygger på månadsdata från Arbetskraftsundersökningarna, är att det finns stöd för hypotesen att steady state betingade mått snedvrider estimaten på vistelsetidens längd vid cykliska variationer.

Nyckelord: Långtidsarbetslöshet; Vistelsetider; Steady state mått vs icke-steady state mått

JEL klassificering: J640

Andra versionen april, 1999

* På en tidigare version av uppsatsen har jag fått värdefulla synpunkter av Sten Johansson, Lars Lundberg, Per Lundborg och Eskil Wadensjö. Särskilt tack till Ola Gustavsson som har bistått med kompetent dataassistensarbete. Finansiellt stöd har givits av Arbetsmarknadsverket.

1 Inledning

Långtidsarbetslöshetens utveckling under de två senaste årtiondena anses av många vara det allvarligaste arbetsmarknadsproblemet i Västeuropa. I många länder utgör de långtidsarbetslösas andel av alla arbetslösa över 50 procent enligt OECD:s definition, dvs arbetslösa sedan minst 12 månader.¹ Under 1980-talet framstod Sverige som ett framgångsrikt undantag med låg arbetslöshet samtidigt som långtidsarbetslösheten enligt samma beräkningsmetod var under 10 procent. Under 1990-talet har dock arbetslöshetsutvecklingen i Sverige aktualiserat frågan om långtidsarbetslösheten kan bli av europeisk omfattning och i så fall vilka åtgärder som bör vidtas för att motverka stigande långtidsarbetslöshet.

Långtidsarbetslöshet eller "arbetslöshetstiden" är dock ett mångtydigt begrepp som kan reflektera olika aspekter på längden av en arbetslöshetsperiod och som följaktligen kan mätas på olika sätt. I denna uppsats undersöks med utgångspunkt från olika mått på arbetslöshetstiden utvecklingen av arbetslöshetstiderna på den svenska arbetsmarknaden för perioden 1976-1997. Arbetslöshetstidernas utveckling på den svenska arbetsmarknaden har tidigare med jämna mellanrum dokumenterats i utredningar och forskningsrapporter men har då omfattat perioder när arbetslöshetsnivån var låg och långtidsarbetslösheten av ringa omfattning. Däremot saknas en samlad dokumentation av utvecklingen som också inkluderar 1990-talet då långtidsarbetslösheten är ett betydligt större potentiellt och faktiskt problem.

Tyngdpunkten i uppsatsen ägnas dock åt att undersöka i vilken utsträckning det finns ett konjunkturrellt (cykliskt) variationsmönster i arbetslöshetstiderna, en fråga som tidigare inte har uppmärksammats i svensk forskning. Den bakomliggande frågan är i vilken utsträckning som cykliska och långsiktiga variationer i arbetslösheten beror på förändringar i inflödet och förändringar i arbetslöshetstiderna? Den vanliga hypotesen är att en stigande långtidsarbetslöshet till sin karaktär är icke-konjunkturrell och har "strukturella" orsaker. En sådan argumentering bygger på att arbetslöshetsbeståndet kan delas upp i en flödes- och tidskomponent. Därmed kan förändringar i arbetslöshetsbeståndet ges en kausal motivering: orsakerna till att bli arbetslös (inflödet) - vilka främst tillskrivs cykliska faktorer - är inte desamma som orsakerna till att bli kvar i arbetslöshet (varaktigheten) - vilka antas bero på "strukturella förhållanden" på arbetsmarknaden.

¹ Se OECD Employment Outlook 1997.

Denna hypotes bör dock nyanseras åtminstone i två avseenden: För det första är som ovan konstaterats arbetslöshetstider ett mångfacetterat begrepp och kan mäta olika aspekter på längden av en arbetslöshetsperiod. En viktig distinktion är mellan mått som avser längden av samtliga påbörjade och avslutade arbetslöshetsperioder, den så kallade *vistelsetiden* i arbetslöshet, och mått som avser arbetslöshetsperiodernas längd för dem som vid en given tidpunkt är arbetslösa. Det är vistelsetiden som motsvarar tidskomponenten vid en dekomponering av arbetslöshetsbeståndet och denna arbetslöshetstid sammanfaller således inte nödvändigtvis med vad som till exempel OECD avser med "långtidsarbetslöshet".

För det andra är det viktigt att understryka att dekomponeringen bara är enkelt tolkningsbar under förutsättning att det föreligger ett *oberoende* mellan flödes- och tidskomponenten (vistelsetiden). Detta är fallet om inflödet till arbetslöshet antas vara lika stort som utflödet ur arbetslöshet vilket innebär att arbetsmarknaden karaktäriseras av *steady state jämvikt*. Vistelsetiden i arbetslöshet kan då beräknas genom att relatera arbetslöshetsstocken till inflödet i arbetslöshet. Detta är också den metod som traditionellt har använts i Sverige för att beräkna vistelsetiden.

Antagandet om steady state är möjligen en rimlig approximation för en långsiktig analys av arbetslöshetskomponenternas utveckling på en balanserad arbetsmarknad men inte nödvändigtvis för en kortsiktig. Därmed aktualiseras frågan om och i så fall hur tidskomponenten varierar i ett kortare tidsperspektiv. Ett trivialt konstaterande är nämligen att arbetslöshetstider måste föregås av flöden in i arbetslöshet. Om dessa flöden är betingade av aktivitetsnivån i ekonomin gäller detta följaktligen också arbetslöshetstiderna. En minskad aktivitetsnivå ökar inflödet till arbetslöshet samtidigt som den minskar utflödet ur arbetslöshet. Följaktligen ökar den *förväntade* vistelsetiden i arbetslöshet. Därmed skulle det finnas ett mer eller mindre starkt positivt *beroende* mellan flödes- och tidskomponenten på kort sikt. Mot denna bakgrund skulle därför antagandet om steady state jämvikt kunna vara alltför restriktivt för att analysera vistelsetidens cykliska variationsmönster. Detta gäller inte minst i samband med arbetslöshetschocker av det slag som Sverige har fått erfara under 1990-talet. Restriktionen kan leda till att beräkningarna av vistelsetidens kortsiktiga och långsiktiga utveckling blir missvisande och rentav felaktiga.

Det finns empiriska belägg för att en sådan (steady state)approximation är av betydelse vid en analys av det cykliska variationsmönstret i arbetslöshetens komponenter. Sider (1985) undersöker för USA hur antagandet om steady state jämvikt påverkar estimaten av flödes- och tidskomponenten vid en analys av cykliska och långsiktiga variationer i arbetslösheten. Resultat

taten visar att arbetslöshetstiderna mätt i termer av vistelsestider faller vid konjunkturuppgångar medan de ökar vid nedgångar. Variationerna i arbetslösheten beror i större utsträckning på förändringar i arbetslöshetstider och i mindre grad på förändringar i inflödet till arbetslöshet. Men Sider finner dessutom stöd för att steady state antagandet leder till att estimaten systematiskt underskattar längden på arbetslöshetstiden vid cykliska nedgångar medan längden på arbetslöshetstiden överskattas vid uppgångar. Ett liknande mönster finner också Corak & Heiz (1996) för den kanadensiska arbetsmarknaden.

I vilken utsträckning det finns ett motsvarande mönster i arbetslöshetskomponenternas utveckling i Sverige är dock en empirisk fråga. I hittillsvarande svenska studier är tonvikten mer lagd på att försöka förklara tidskomponentens utveckling mot bakgrund av strukturella orsaksmekanismer, som t ex sammansättningen av de arbetslösas kvalifikationer och utformningen av arbetslöshetsförsäkringen, än att undersöka dess kortsiktiga variationsmönster.² Frågan om det finns cykliska variationer i arbetslöshetstiderna har viktiga policyimplikationer bl a för tidsanpassningen och karaktären av åtgärder som avser att minska arbetslöshetstiderna. Det är en vanlig uppfattning att den aktiva arbetsmarknadspolitiken i första hand är inriktad på att minska arbetslöshetstiderna.³ Det ligger dock utanför syftet med denna uppsats att utvärdera i vilken utsträckning den faktiska arbetsmarknadspolitiken har haft en sådan inriktning.

Uppsatsens fokus ligger på att undersöka vilken betydelse antagandet om steady state jämvikt har för att estimerar vistelsetidens cykliska utveckling på svenska data.⁴ Detta görs genom att först konstruera mått på vistelsetiden som är betingade av steady state villkor respektive obetingade av steady state villkor. Beräkningen av vistelsetidsmåttarna bygger på en ansats som är mindre känslig för mätfel än den som traditionellt har använts i Sverige. Därefter jämförs skattade estimat på den cykliska responsen av respektive mått. Ett huvudresultat från den empiriska analysen, som bygger på månadsdata för perioden 1977-97, är att det finns stöd för att steady state betingade mått tenderar att snedvrider estimaten på vistelsetidens längd vid cykliska variationer.

Uppsatsen är disponerad på följande sätt: I nästkommande avsnitt görs en kort genomgång av olika definitioner på arbetslöshetstider. I detta sammanhang diskuteras konstruktionen

² Se t ex Björklund (1978), Björklund & Holmlund (1989) och Højgård (1994).

³ Se t ex Björklund (1995).

⁴ I svenska studier har vistelsetiden genomgående beräknats utifrån antagande om steady state jämvikt. Björklund (1981) undersöker vilken betydelse dessa stationaritetsvillkor har för att beräkna den genomsnittliga vistelsetiden och argumenterar för att det spelar en mindre roll när analysen görs på

av mått på vistelsetiden som är betingad av steady state antagandet respektive är obetingad av steady state antagandet. I avsnitt 3 följer sedan en i huvudsak beskrivande redovisning av arbetslöshetstidernas utveckling på den svenska arbetsmarknaden under de senaste decennierna. I avsnitt 4 undersöks den cykliska responsen av olika mått på arbetslöshetstider och avslutningsvis i avsnitt 5 följer sammanfattning och kommentarer.

2 Varaktighetsdata och arbetslöshetstider

2.1 Varaktighetsdata och några definitioner på arbetslöshetstider

Tiden i arbetslöshet kan mätas utifrån olika aspekter av arbetslöshetsperioden och är beroende av vilket slag av data som finns till förfogande. Den viktiga skiljelinjen här är om arbetslöshetstiden mäts på grundval av longitudinella data (s k flödessampling) eller tvärsnittsdata (s k stocksampling). *Figur 1a* och *Figur 1b* illustrerar att individer kan ha olika långa arbetslöshetsperioder (S_i) och att arbetslöshetstiden kan mätas på olika sätt.

Med longitudinella data är det möjligt att för en bestämd tidsperiod - t ex avståndet mellan t_a och t_b vilket definierar panelens längd - mäta längden på olika arbetslöshetsperioder för individer som har varit arbetslösa någon gång under mätperioden. Ett genomsnittligt värde av periodlängderna S_1 , S_2 och S_3 ger då ett arbetslöshetstidsmått som brukar benämnas vistelsetiden och som beräknas:

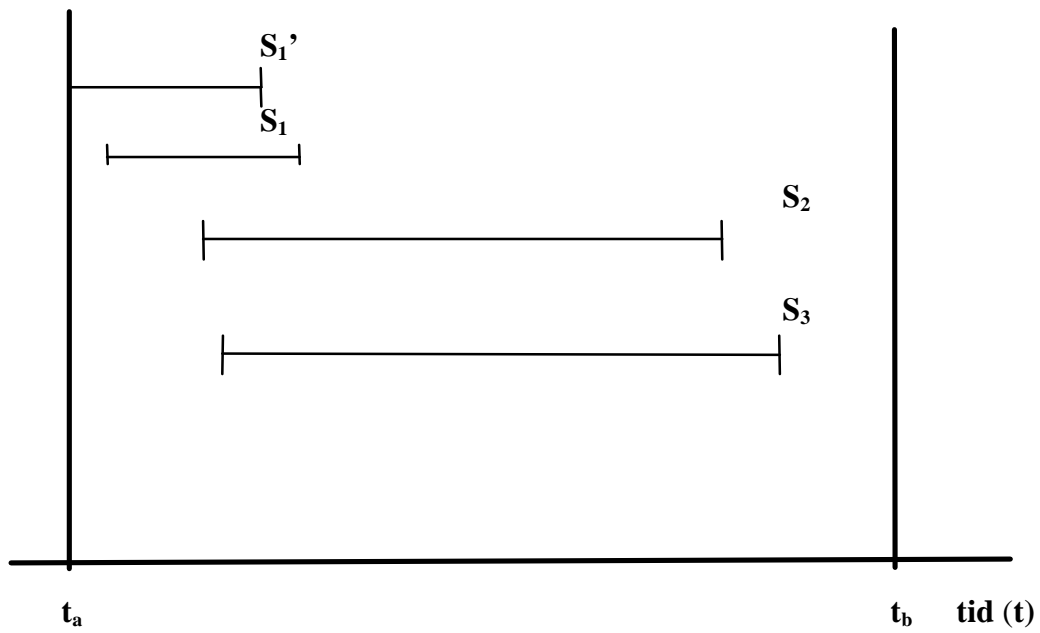
$$(1) \quad D=(S_1+S_2+S_3)/3$$

Vistelsetidsmättet ger den genomsnittliga längden på samtliga arbetslöshetsperioder som har påbörjats och avslutats av en kohort arbetslösa individer under ett visst tidsintervall. Det bör understrykas att i detta fall antas det inte föreligga något censoreringsproblem som uppkommer om den totala längden på samtliga arbetslöshetsperioder inte kan observeras för hela mätperioden. Detta gäller om en arbetslöshetsperiod påbörjats innan mätperioden, t ex S_1 i *Figur 1a*, eller inte har hunnit avslutats efter mätperioden. Förekomsten av censoreringsproblem har implikationer bl a för valet av skattningsmetod i den statistiska analysen.

årsdata än på data med kortare periodicitet. Något egentligt empiriskt mått som är obetingad av stationaritetsantagandet beräknas dock inte i denna studie.

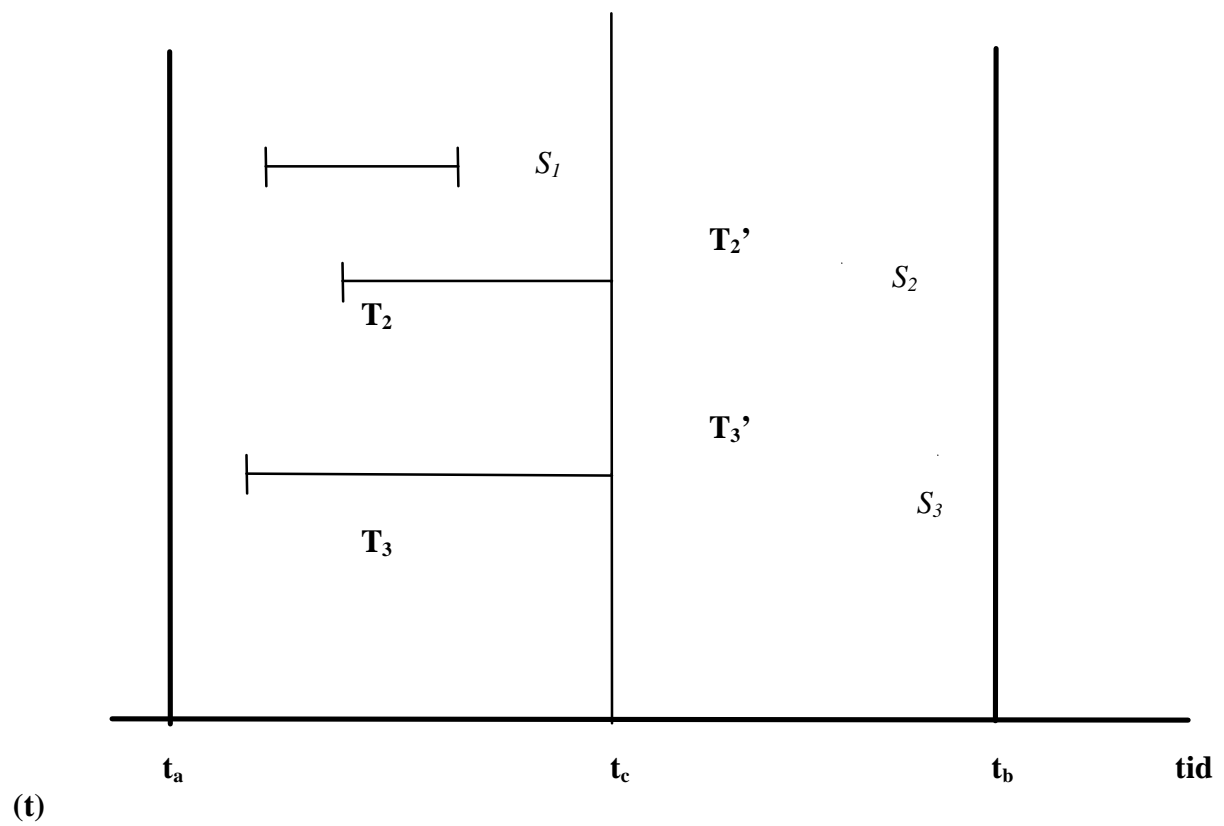
Figur 1a

Vistelsetider



Figur 1b

Tvärsnittstider



I fallet med tvärsnittsdata mäts arbetslöshetstiden med utgångspunkt från de arbetslöshetsperioder som kan registreras vid en specifik mättidpunkt (t ex t_c i *Figur 1b*). I praktiken bygger detta på retrospektiv information om tiden i arbetslöshet fram till mättidpunkten (intervjutidpunkten) där intervjupersonerna anger hur länge de har varit arbetslösa, t ex T_2 respektive T_3 . Den s k *tvärsnittstiden* beräknas då som genomsnittet av de arbetslöshetsperioder som dessa individer har erfärut fram till mättidpunkten enligt:

$$(2) \quad T = (T_2 + T_3) / 2$$

En avgörande skillnad mellan måtten är att medan vistelsetiden ger mått på den genomsnittliga längden av samtliga påbörjade och avslutade arbetslöshetsperioder ger tvärsnittstiden ett mått på den genomsnittliga längden av pågående och ännu ej avslutade arbetslöshetsperioder. Eftersom måtten inte mäter samma periodlängd på arbetslösheten har följaktligen också måtten helt olika tolkningar: Tvärsnittstiden kan tolkas som den fram till mättillfället genomsnittliga arbetslöshetstiden för de som är arbetslösa (arbetslöshetsstocken) vid en given tidpunkt medan vistelsetiden kan tolkas som den genomsnittliga förväntade arbetslöshetstiden för en (godtyckligt) nybliven arbetslös eller för de som blir arbetslösa.

Under vissa förutsättningar är det möjligt att beräkna ett mått på den förväntade totala tiden i arbetslöshet för de som är arbetslösa vid mättillfället. Under antagande om att arbetslöshetsflödena är i steady state - dvs att flödet in i arbetslöshet och flödet ut ur arbetslöshet är konstant lika över tiden - kan den återstående genomsnittliga förväntade tvärsnittstiden beräknas för dessa arbetslösa med utgångspunkt från T_2' respektive T_3' i *Figur 1b* som:

$$(2') \quad T' = (T_2' + T_3') / 2$$

Den återstående tvärsnittstiden är helt enkelt ekvivalent med den förväntade tvärsnittstiden, dvs $E(T') = E(T)$.

Ett mått på den förväntade totala arbetslöshetstiden för de som för närvarande är arbetslösa erhålls följaktligen genom att dubblera tvärsnittstiden, dvs $C = 2E(T)$.⁵ Intuitionen bakom detta samband är tämligen rättfram. En pågående arbetslöshetsperiod som observeras

⁵ Se Kaiz (1970) och Salant (1977).

består i princip av två delar: tiden i arbetslöshet fram till mättillfället och den återstående tiden i arbetslöshet. Om observationstidpunkten är slumpmässig så implicerar antagandet om steady state att det är samma sannolikhet för var i tidsspannet som vi observerar en arbetslöshetsperiod. I termer av förväntade värden kommer vi då i genomsnitt att observera halva den totala tiden i arbetslöshet.

Som ovan konstaterats bygger beräkningen av den genomsnittliga tvärsnittstiden på stocksampling medan beräkningen av vistelsetiden i princip bygger på flödessampling. Mot den bakgrunden kan tvärsnittsmåttet (T) sägas vara biased i förhållande till måttet på vistelsetiden (D) av två orsaker. För det första finns det en (naturlig) ”observationslängdbias”⁶ som uppkommer på grund av att tvärsnittsmåttet bara inkluderar pågående arbetslöshetsperioder fram till mättillfället. Eftersom arbetslöshetsperioden i varierande utsträckning fortsätter efter mättillfället implicerar detta att måttet kan underskatta den totala tiden i arbetslöshet. För det andra finns risken för en ”samplingbias” som uppkommer genom att sannolikheten att en arbetslös individ kommer att ingå i urvalet är proportionell med längden på dennes arbetslöshetsperiod, dvs individer med korta arbetslöshetsperioder blir underrepresenterade i förhållande till individer med långa arbetslöshetstider. Denna bias får således som konsekvens att tvärsnittsmåttet kan överskatta den totala tiden i arbetslöshet.

Eftersom dessa båda bias motverkar varandra är det a priori inte möjligt att uttala sig om arbetslöshetstiderna i termer av tvärsnittstiden är längre än vistelsetiden eller vice versa. Salant (1977) visar dock att vid stationära villkor kan den inbördes relationen av medelvärdena mellan dessa variabler skrivas på följande sätt:

$$(3) \quad \frac{E(T)}{E(D)} = \frac{1}{2} \left[\frac{\text{Var}(D)}{E^2(D)} + 1 \right]$$

där $E(T)$ respektive $E(D)$ betecknar det förväntade (medel)värdet för tvärsnittstiden respektive förväntade (medel)värdet för vistelsetiden medan $\text{Var}(D)$ anger variansen i vistelsetiden.

Av ekvationen framgår att samplingsbiasen är avhängig storleken på variansen i vistelsetiderna, $\text{Var}(D)$. Notera först att observationslängdsbiasen försvinner genom antagandet om steady state jämvikt. Om variansen i vistelsetiden är noll är detta ekvivalent med att samplingsbiasen helt saknar betydelse. I detta fall kommer den förväntade längden av tvärsnittstiden

⁶ Den engelska benämningen är ”interruptionsbias”.

att vara halva längden av vistelsetiden. Vid antagande om steady state är därmed också den förväntade totala arbetslöshetstiden (C) lika stor som vistelsetiden eftersom $C = 2E(T)$. Detta framgår om ekvation (3) skrivs om följande sätt:

$$(4) \quad C = E(D) + \frac{Var(D)}{E(D)}$$

$C = E(D)$ om $Var(D) = 0$. Om det däremot finns en samplingsbias uttrycks detta genom spridningen i vistelsetiderna - $Var(D) > 0$ - och medelvärde för den förväntade totala arbetslöshetstiden blir större än vistelsetidens.

Vad som särskiljer måtten är alltså hur respektive mått beaktar spridningen i arbetslöshetsperioderna och att de därmed betonar olika aspekter av arbetslöshetstiderna. Tvärsnittstiden visar som ovan konstaterats den fram till mättillfället genomsnittliga arbetslöshetstiden för de som *är* arbetslösa. Under antagande om steady state jämvikt bestäms den förväntade totala arbetslöshetstiden för dessa arbetslösa genom att addera tvärsnittstiden med den förväntade återstående tvärsnittstiden. Dessa mått beaktar att tiden i arbetslöshet kan vara olika fördelad mellan individer. Vid en positiv samplingbias finns det i tvärsnittsmåttet (och följaktligen i det dubbla tvärsnittsmåttet) en överrepresentation av arbetslösa individer med längre arbetslöshetstider. Detta innebär att arbetslöshetstiderna för dessa individer får en relativt större vikt i tvärsnittsmåttet än vad de får i vistelsetidsmåttet. Måttet(n) ger en indikation på hur länge den som drabbas av arbetslöshet kommer att bli kvar i arbetslöshet i genomsnitt och därmed att arbetslöshetsbördan fördelas olika mellan de arbetslösa.

Vistelsetiden kan tolkas som den genomsnittliga förväntade arbetslöshetstiden för en (godtycklig) individ som *blir* arbetslös. I motsats till tvärsnittstiden (eller återstående förväntad tvärsnittstid) är vistelsetiden oberoende av spridningen i längderna på arbetslöshetstiderna eftersom dessa ges samma vikt. Annorlunda uttryckt innebär detta att vistelsetiden mäter vilka arbetslöshetsperioder med en viss längd som har inträffat under en viss tidsperiod. Vistelse-tiden ger således ett mått på hur länge en (godtycklig) arbetslöshetsperiod varar och kan därför också tolkas som en indikator på arbetsmarknadens funktionssätt.⁷

⁷ Argument har också framförts att val av mått sammanhänger med om analysen är positiv eller normativ. Björklund (1983,1984) argumenterar för att mått som fångar upp betydelsen av spridningen i arbetslöshetens längd och därmed betonar fördelningen av arbetslöshetsbördan är mer lämpad för normativa välfärdsorienterade frågeställningar medan vistelsetiden är ett mått som har störst relevans för att analysera arbetslöshetens orsaker.

2.2 Mått på vistelsetiden betingat och obetingat av steady state jämvikt

I detta avsnitt definieras ett mått på vistelsetiden som är betingat av antagandet om steady state jämvikt och ett mått som inte bygger på en sådan restriktion.⁸ Analogt med ovanstående resonemang förutsätter beräkningar av mått på den genomsnittliga vistelsetiden (D) som bygger på aggregerade data att ett initialt arbetslöshetsinflöde - en inträdande kohort arbetslösa - kan följas under hela arbetslöshetsperioden. Beteckna storleken på ett sådant flöde av arbetslösa individer med $f(0)$ och låt $f(j)$ vara det antal individer som kvarstår i arbetslöshet efter j antal arbetslöshetsperioder (veckor) där $0 < j < n$ och n är det maximala antalet arbetslöshetsperioder. För denna kohort arbetslösa individer kan den genomsnittliga vistelsetiden bestämmas som ett vägt genomsnitt av de olika arbetslöshetsperioderna dividerat med antalet individer i kohorten:

$$(5) \quad D = \sum_{j=1}^n \frac{j(f(j-1) - f(j))}{f(0)} = \sum_{j=0}^n \frac{f(j)}{f(0)}$$

Sambandet kan också omformuleras i termer av sannolikheten att kvarstå i arbetslöshet ytterligare en arbetslöshetsperiod betingat av att ha varit arbetslös i $j-1$ antal perioder.⁹ Denna sannolikhet som brukar betecknas som "kvarstannandesannolikheten" beräknas som $p_j = \frac{f(j)}{f(j-1)}$. Generaliseras detta över flera kohorter arbetslösa bestäms kvarstannandesannolikheten som:

$$(6) \quad p(j, t) = \frac{f(j, t)}{f(j-1, t-1)}$$

dvs sannolikheten att kvarstå i arbetslöshet åtminstone till den j :te perioden vid tidpunkten t är kvoten mellan antalet individer som är arbetslösa j perioder i tidpunkten t i förhållande till antalet individer som är arbetslösa $j-1$ perioder i tidpunkten $t-1$. I detta fall är det således inte

⁸ Framställningen bygger delvis på Sider (1985).

⁹ Jämför Machin & Manning (1998) som använder en framställning på kontinuerlig form för att diskutera sambandet mellan tvärsnittstider och vistelsetider under olika antaganden om steady state.

nödvändigtvis samma individer som jämförs över tiden utan snarare en serie av representativa tvärsnitt som brukar benämnas ”syntetisk” kohort.¹⁰

På generell form kan då den genomsnittliga vistelsetiden skrivas som en vägd summa av kvarstannandesannolikheter som kan variera över tiden:

$$(7) \quad D_t = \sum_{x=1}^n \prod_{j=1}^x p(j, t)$$

Samtidigt kan också arbetslöshetsflödenas (kohorternas) storlek variera över tiden. Detta betyder således att den faktiska arbetslöshetsnivån i varje tidpunkt beror på historiska och rådande värden på arbetslöshetsinflöden respektive kvarstannandesannolikheter.¹¹

2.3 *Steady state antagandet*

Som tidigare har konstaterats brukar beräkningar av den genomsnittliga vistelsetiden utgå från antagandet om steady state jämvikt, dvs att inflödet till arbetslöshet antas vara (konstant) lika med utflödet ur arbetslöshet. Innebörden av detta är att kvarstannandesannolikheterna i arbetslöshet antas vara konstanta över tiden och därmed oberoende av arbetslöshetsinflödets storlek.¹² Nu bör det noteras att ekvation (7) inte är härlett under antagande om steady state jämvikt på arbetsmarknaden. Däremot är det möjligt att konstruera mått på vistelsetiden som är betingad av stationära villkor genom att i ekvation (7) lägga på restriktioner som implicerar ett antagande om steady state jämvikt.

I formella termer innebär antagandet om konstanta kvarstannandesannolikheter att denna för en viss tidpunkt t beräknas som:

¹⁰ Se Bowers & Harkess (1979) som ursprungligen formulerade en sådan ansats.

¹¹ I formella termer betyder detta att arbetslöshetsnivån U_t i varje tidpunkt kan skrivas som:

$U_t = f_t + f_{t-1} p_{t-1}^1 + f_{t-2} p_{t-2}^1 p_{t-1}^2 + f_{t-3} p_{t-3}^1 p_{t-2}^2 p_{t-1}^3 + \dots$ där f_t betecknar inflödet under period t och p_t^j anger kvarstannandesannolikheten i arbetslöshet i period t för de individer som varit arbetslösa under j perioder.

¹² Notera att tvärsnitten av kvarstannandesannolikheterna sinsemellan är tidsberoende ($t+1$ är beroende av t , t är beroende av $t-1$ osv). Detta innebär att inflödet till och utflödet från arbetslöshet måste vara lika stora i varje period för att kvarstannandesannolikheterna skall vara konstanta över tiden, i annat fall påverkas kvarstannandesannolikheterna.

$$(8) \quad p^*(j, t) = \frac{f(j, t)}{f(j-1, t)}$$

Eftersom antagandet innebär att det är ett konstant antal individer som är arbetslösa under j perioder är detta ekvivalent med villkoret att $f(j, t) = f(j)$ för alla j, t och då gäller följaktligen:

$$(8)' \quad p^*(j) = \frac{f(j)}{f(j-1)}$$

I steady state jämvikt gäller således att sannolikheten att i en viss tidpunkt kvarstanna i arbetslöshet ytterligare en period bestäms av kvoten mellan dem som vid tidpunkten har varit arbetslösa under j perioder och de som har varit arbetslösa $j-1$ perioder.¹³ Summeras kvarstannandesannolikheterna innebär detta att den genomsnittliga vistelsetiden för kohorten blir ett vägt genomsnitt av kvarstannandesannolikheterna:

$$(9) \quad \begin{aligned} D &= (1 - p_1^*) + 2p_1^*(1 - p_2^*) + 3p_1^*p_2^*(1 - p_3^*) + \dots \\ &= 1 + p_1^* + p_1^*p_2^* + p_1^*p_2^*p_3^* + \dots \end{aligned}$$

Eftersom steady state antagandet också implicerar att om $f(0)$ individer blir arbetslösa varje period och kvarstannandesannolikheterna är konstanta över tiden så kan arbetslöshetsnivån i varje tidpunkt uttryckas som:

$$(10) \quad U = f(0) + f(0)p_1^* + f(0)p_1^*p_2^* + f(0)p_1^*p_2^*p_3^* + \dots$$

eller

$$(11) \quad U = f(0) \cdot D^*$$

I steady state gäller således att arbetslöshetsstocken kan skrivas som en produkt av arbetslöshetsinflödet och den genomsnittliga vistelsetiden i arbetslöshet.¹⁴ Arbetslösheten ökar (minskar) vid större (mindre) inflöde i arbetslöshet och/eller längre (minskad) genomsnittlig varaktighet.

¹³ Därmed är det således möjligt att beräkna den genomsnittliga vistelsetiden med hjälp av ett tvärsnitt arbetslösa.

¹⁴ Om kvarstannandesannolikheten dessutom är oberoende av arbetslöshetstiden så att $p_i = P < 1$ gäller för alla i , kan ekvation (9) skrivas som $D^* = 1/(1-P)$.

För att beräkna mått på vistelsetiden som bygger på stationära villkor är det alltså möjligt att använda sambanden som ges av ekvationerna (7) och (11). Föreligger inte några problem med mätfel i det statistiska underlaget skall beräkningar av vistelsetidens längd utifrån dessa samband ge identiska resultat.

2.4 Konsekvenser av att steady-state villkoret inte är uppfyllt

Som ovan konstaterats är det vanligt att använda ekvation (11) för att beräkna vistelsetiden utifrån information om arbetslöshetsstocken och vecko- eller månadsinflödet i arbetslöshet. Detta är möjligen en rimlig approximation för att analysera den långsiktiga utvecklingen av arbetslöshetstiderna utifrån årsdata. Däremot är en sådan approximation mindre lämplig när det gäller att analysera kortsiktiga cykliska variationer i arbetslöshetstiderna.

Konsekvensen av att steady state antagandet inte är uppfyllt är att beräkningar av mått på vistelsetider som bygger på stationära villkor blir snedvridna (biased). Orsaken är att i en konjunkturedgång (recession), när arbetslösheten ökar på grund av att inflödet av arbetslösa individer ökar, kommer villkoret om konstanta kvarstannandesannolikheter inte längre att vara uppfyllt. Detta sammanhänger med att det större arbetslöshetsinflödet får som konsekvens att de implicita kvarstannandesannolikheterna underskattas i förhållande till de "sanna". Annorlunda uttryckt innebär detta att vid en given sammansättning av korta och långa arbetslöshetsperioder i arbetslöshetsstocken medför ett ökat arbetslöshetsinflöde initialt en proportionellt minskad andel av de långa arbetslöshetsperioderna. På kort sikt implicerar därmed steady state antagandet ett omvänt samband mellan inflödet i arbetslöshet och den genomsnittliga vistelsetiden.

Om $f(0,t) > f(0)$ kommer i termer av ekvation (11) den genomsnittliga vistelsetiden (D^*) som impliceras av det större inflödet att bli lägre än den sanna genomsnittliga vistelsetiden (D), dvs $D^* < D$. Vid en konjunkturedgång implicerar således steady state antagandet att längden på den genomsnittliga vistelsetiden blir underskattad. På analogt sätt gäller vid en konjunkturuppgång när utflödet ur arbetslöshet är större än inflödet att de implicita kvarstannandesannolikheterna överskattas i förhållande de sanna. I detta fall innebär det relativt mindre flödet in i arbetslöshet att arbetslöshetsstocken blir överviktad med individer som har förhållandevis långa arbetslöshetsperioder och därmed överskattas längden på den genomsnittliga vistelsetiden.

3 Utvecklingen av arbetslöshetstiderna på den svenska arbetsmarknaden

I det följande redovisas utvecklingen av arbetslöshetens komponenter i termer av inflöde till arbetslöshet och arbetslöshetstider för den svenska arbetsmarknaden. Det statistiska underlaget utgörs av månadsdata från Arbetskraftsundersökningarna (AKU) för perioden 1976-1997. AKU är en lämplig statistikkälla för att studera arbetslöshetens utveckling och struktur över tiden eftersom den följer internationellt vedertagna mätmetoder.¹⁵ AKU bygger på månatliga intervjuuppgifter där referensperioden är en vecka vanligtvis belägen i mitten på månaden. Intervjupersonerna lämnar uppgifter om de vid tiden för intervjun är arbetslösa och i så fall hur länge de har varit arbetslösa. På grundval av denna information redovisar AKU variabler över beståndet arbetslösa (arbetslöshetsstocken) och arbetslöshetstider.¹⁶ Med ledning av informationen över frekvensen arbetslöshetstider och arbetslösa erhålls ett mått på veckoinflödet¹⁷ och detta gör det också möjligt att direkt beräkna tvärsnittstider och andra mått på arbetslöshets-tiden.¹⁸

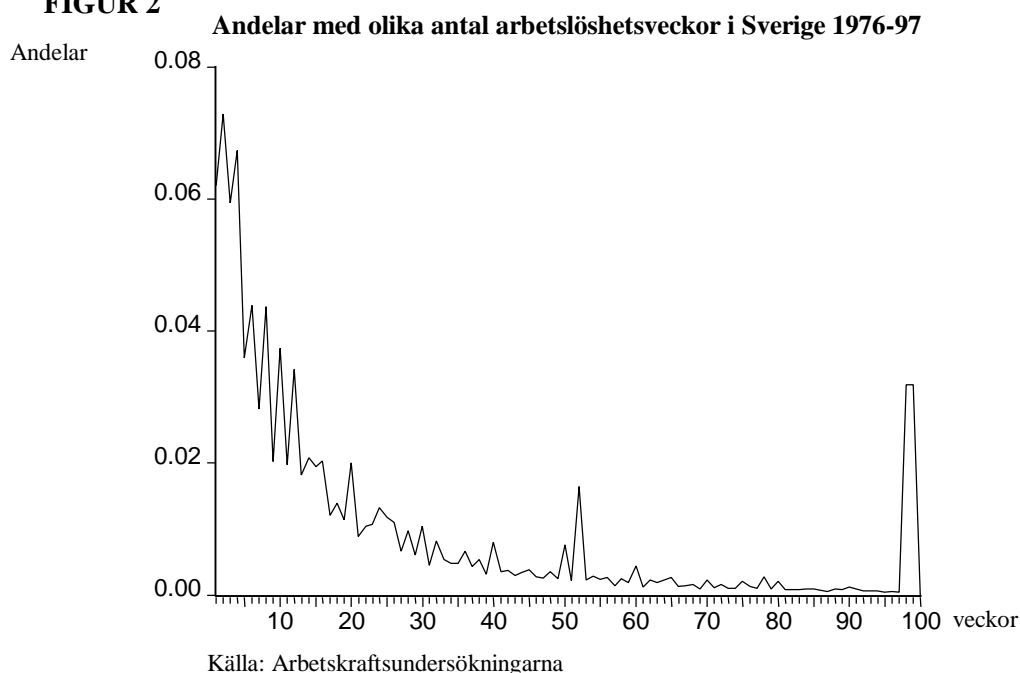
Frekvensfördelningen av arbetslöshetstider uppvisar dock vissa egenskaper som bör beaktas vid beräkningarna av mått på arbetslöshetstider, se *Figur 2*. För det första är av naturliga skäl fördelningen avtagande - med höga frekvenser för individer som har få antal arbetslöshetsveckor medan frekvensen individer med många arbetslöshetsveckor relativt snabbt avtar. För flera av cellerna med många arbetslöshetsveckor saknas det överhuvudtaget observationer.

¹⁵ Motsvarande arbetskraftsundersökningar finns i t ex Kanada, Norge och USA.

¹⁶ Det bör dock understrykas att de arbetslöshetsstockar som redovisas i AKU inte är konsistenta med de inflöden i arbetslöshet respektive utflöden ur arbetslöshet som redovisas, dvs informationen om stockar och flöden produceras oberoende av varandra.

¹⁷ Om inflödet är jämnt fördelat över månaden erhålls ett korrekt mått på veckoinflödet i arbetslöshet (se Björklund (1995)). Ett alternativt sätt att mäta det veckovisa inflödet av personer i arbetslöshet är att utgå från de årliga retrospektiva undersökningarna som görs i februari varje år sedan 1967. Här ställs frågan om individen har varit arbetslös någon gång under föregående år. Låt N beteckna antalet personer som varit arbetslösa någon gång under året. Vidare ger undersökningen information om hur många gånger en individ varit arbetslös under året, vilket kan betecknas med P . Det genomsnittliga antalet personer som blir arbetslösa under en genomsnittlig vecka (det veckovisa inflödet) kan sedan beräknas med kännedom om att det totala antalet arbetslöshetsperioder under ett år är lika med antalet arbetslösa under årets första vecka (betecknas U_1) plus antalet nya perioder under resterande 51 veckor (lika med $51 * F$). Vi får då $N * P = U_1 + 51 * F$ ur vilket man kan lösa ut F . Data för N och P finns från och med 1976 i de årliga retrospektiva undersökningarna.

¹⁸ Som inledningsvis konstateras är det vanligt att långtidsarbetslöshet mäts i termer av *andelsmått*, exempelvis genom att beräkna andelen arbetslösa av samtliga arbetslösa som vid mättillfället har varit arbetslösa längre än en viss tid, t ex 6 månader eller 12 månader.

FIGUR 2

På grund av sådana ojämnheter (diskontinuiteter) i fördelningen måste beräkningar av arbetslöshetstiderna göras på basis av olika långa frekvensintervall. I praktiken innebär detta att den veckovisa fördelningen omvandlas till månadsvisa veckointervall, t ex 0-4 veckor, 5-8, 9-12, 13-26, 27-39 etc. Den exakta utformningen av intervallrepresentationen får dock avgöras av frekvensfördelningens utseende. Detta sammanhänger bl a med en annan egenskap i frekvensfördelningen - som också har påvisats i andra studier - nämligen att vissa frekvenser har ett överrepresenterat antal observationer, s k "spikar". Detta gäller särskilt vid cellerna 2, 4, 8 veckor respektive vid 52 veckor och 98 veckor. Utformningen av intervallens längd har därför som regel valts för att motsvara "spikarna" i fördelningen.¹⁹

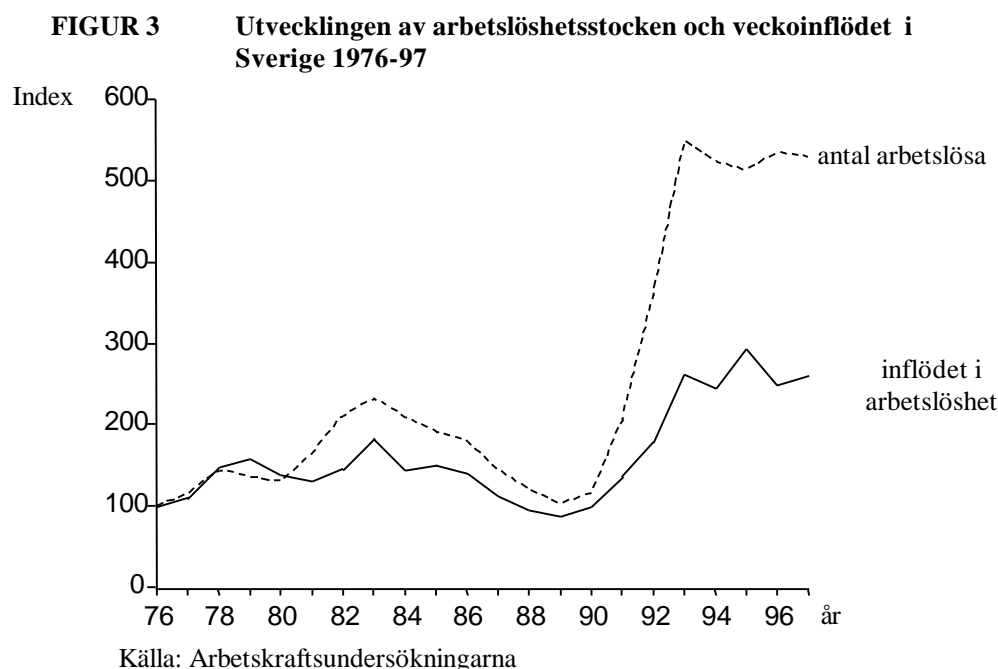
"Spikarna" kan tolkas som att de reflekterar en tendens hos intervjupersonerna att föredra att ange jämna framför udda tal när de anger längden på arbetslöshetsperioden. Tendensen till en sådan s k *digit preference* har också uppmärksamats i andra studier som har använt liknande statistiska material.²⁰ För att korrigera för denna bias används en "utjämningsprocedur" (*smoothing*) som innebär att spikarna - som alltså till stor del bestämmer den valda intervallrepresentationen - har "utjämnats" med en viss (godtyckligt vald) procentsats till

¹⁹ Se Sider (1985).

²⁰ Se t ex Sider (1985), Baker (1992) och Corak & Heiz (1996).

närliggande intervall.²¹ I denna uppsats har det bara varit nödvändigt att tillämpa proceduren för ett fåtal frekvenser.²²

På grundval av ekvation (7) har mått beräknats på vistelsetiden med respektive utan antagande om stationära villkor. Detta har gjorts med utgångspunkt från beräkningar av sex kvarstannandesannolikheter som bygger på successivt större periodindelningar av arbetslöshetstiderna nämligen en månad, två månader, tre månader, 4-6 månader, 7-12 månader samt längre än 12 månader.²³ För att uttrycka arbetslöshetstiden i månader har de tre senare kvarstannandesannolikheter omvandlats till månadsekvivalenter genom multiplikation med exponenterna 1/3, 1/6 samt 1/12. Detta innebär således ett implicit antagande att kvarstannandesannolikheter respektive månad är konstant inom varje intervall.



²¹ Den procentsats Sider (1985) använder är 50 procent medan Corak & Heiz (1996) menar att en lämpligare tumregel ligger i storleksordningen 30 procent. Se Corak & Heiz för en utförligare diskussion och ytterligare referenser.

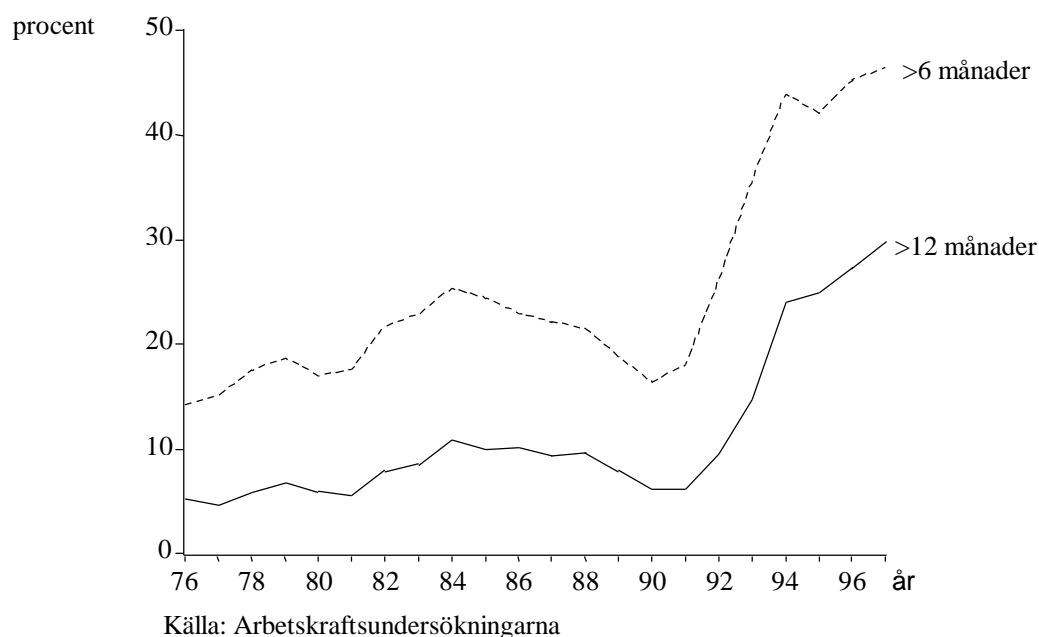
²² De frekvenser som har omfördelats med 30 procent till närmaste liggande längre vecka är veckorna 4, 8 och 13 medan frekvensen för veckorna 52 respektive 98 har omfördelats med 50 procent till veckorna 53 respektive +99. Olika test visar att det bara är omfördelningar av veckorna 4 och 8 som har någon märkbar påverkan av beräkningarna av arbetslöshetstiderna. Notera att frekvensfördelningen är censurerad vid 98 veckor.

²³ I fallet med icke-steady state har kvarstannandesannolikheter beräknats utifrån ekvation (6) med följande periodindelning av arbetslöshetsveckorna: 5-8 veckor i månad t relativt <5 veckor i månad t-1; 9-12 veckor i t relativt 5-8 veckor i t-1; 13-16 veckor i t relativt 9-12 veckor i t-1; 27-39 veckor i t relativt 13-26 veckor i t-3; 53-78 veckor i t relativt 27-52 veckor i t-6 samt +99 veckor i t relativt 53-98 veckor i t-12. Steady state betingade kvarstannandesannolikheter har beräknats utifrån ekvation (8).

Figur 3 visar utvecklingen av den öppna arbetslösheten och veckoinflödet till arbetslöshet i Sverige under perioden 1976-97. Från början av 1980-talet och fram till början av 1990-talet fanns det en tendens till ett minskat inflöde i arbetslöshet. Inledningen av arbetslöshetskrisen 1991-93 innebar ett trendbrott genom att inflödet ökade betydligt. Därefter har inflödet stabiliserats men på en högre nivå än under tidigare perioder. Denna ökning är dock betydligt mindre än ökningen i arbetslöshetsnivån vilket innebär att en stor del av ökningen i arbetslösheten förklaras av stigande arbetslöshetstider.

Detta framgår av *Figur 4* som visar utvecklingen av långtidsarbetslösheten definierat som andelen arbetslösa som har varit arbetslösa längre än 6 månader respektive 12 månader. Särskilt anmärkningsvärt under 1990-talet är utvecklingen av långtidsarbetslösheten enligt 12 månaderskriteriet där andelen har ökat från 5 procent till att vara närmare 30 procent på årsbasis år 1997.

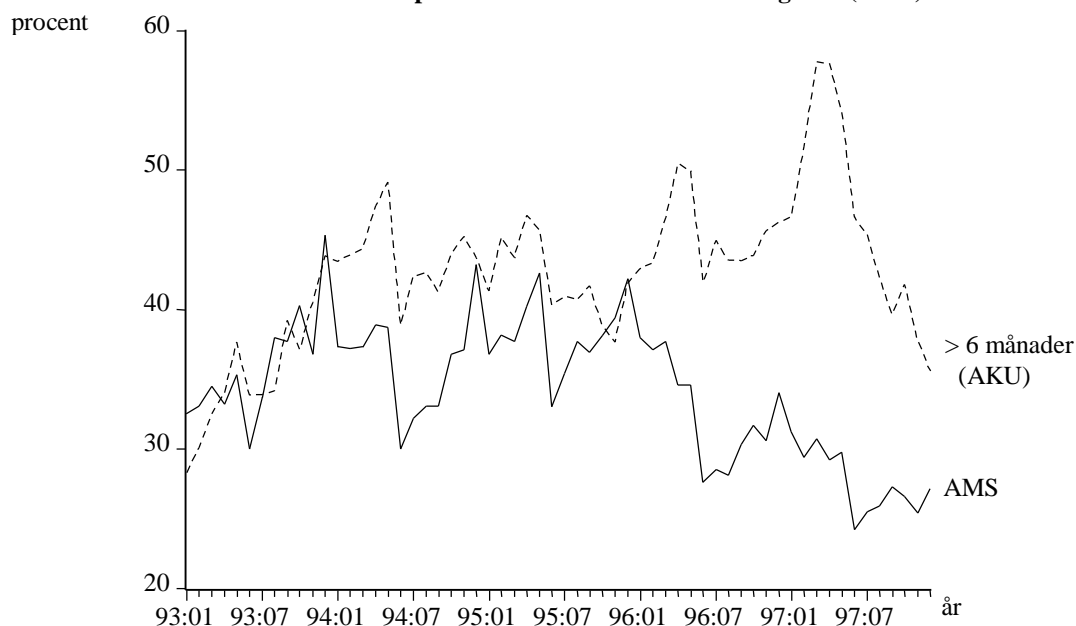
FIGUR 4 Utvecklingen av andelen arbetslösa med mer än 6 respektive 12 månader i arbetslöshet i Sverige 1976-97.



Under senare delen av 1997 sker en drastisk minskning av långtidsarbetslösheten, se *Figur 5*. Enligt AMS-statistiken började dock denna minskning redan under hösten 1995! Det är inte självklart vad som förklarar denna skillnad. En förklaring kan vara att AKU-statistiken fångar upp individer som är i åtgärder men vilka ändå betraktar sig som arbetslösa. Men i så fall borde detta också reflekteras i statistiken för övriga perioder. En viktig fråga är dock om AKU- eller

FIGUR 5

Utvecklingen av andelen långtidsarbetslösa 1993-1997 enligt AMS-statistiken respektive Arbetskraftsundersökningarna (AKU).



Källa: Arbetskraftsundersökningarna (AKU) och AMS.

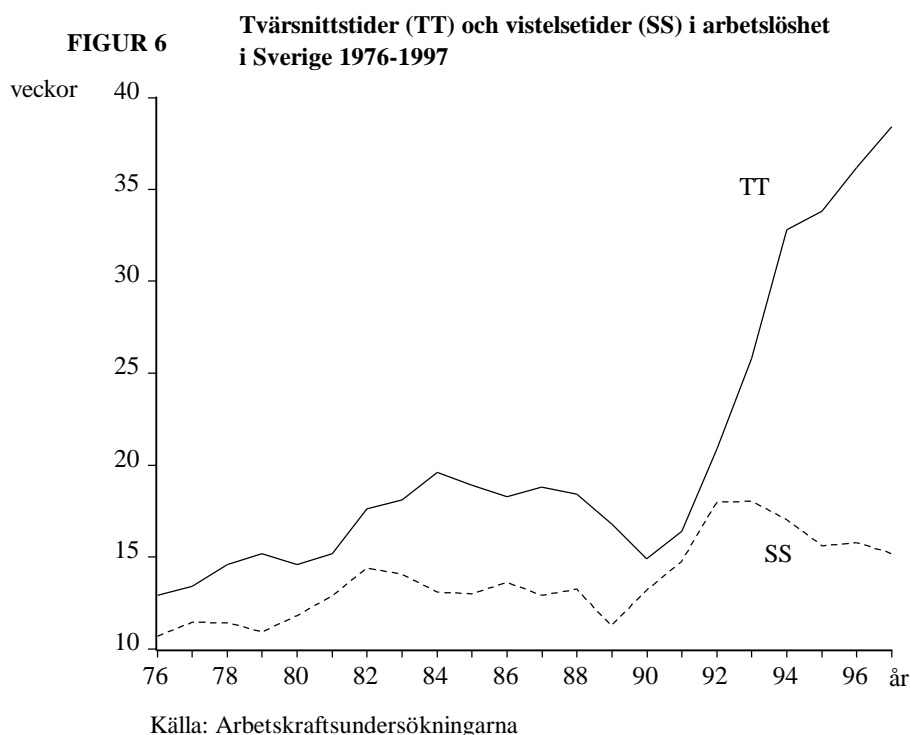
Anm: I AMS statistik redovisas ett större bestånd arbetslösa än vad som görs i AKU. För att få jämförbarhet mellan måtten har därför AMS-måttet beräknats genom att relatera antalet långtidsarbetslösa i enlighet med AMS-statistik till beståndet arbetslösa enligt AKU.

AMS-statistiken har varit beslutsunderlag för åtgärder som avser att minska långtidsarbetslösheten. Om AMS-statistiken har utgjort underlag finns risken för att problemet med långtidsarbetslösheten har underskattats. Det ligger utanför ramen att här närmare diskutera denna fråga.

Tvärsnittstiden, eller den förväntade återstående tvärsnittstiden, är som framgår av *Tabell 2* (se nedan) nära korrelerad med de ovan nämnda andelsmåtten på arbetslöshetstiden och ger en snarlik bild av långtidsarbetslöshetens utvecklingen, se *Figur 6*. I motsats till vad de två andelsmåtten visar har dock långtidsarbetslösheten mätt med tvärsnittstiden inte minskat under 1997. Samma figur visar också utvecklingen av det steady state betingade måttet på vistelsetiden (SS). Tillsammans med iakttagelserna i *Figur 3* konfirmeras här ett av de ”stiliserade fakta” som brukar framhållas om den svenska arbetslöshetsutvecklingen under 1970- och 1980-talen nämligen att flödeskomponentens ”bidrag” till arbetslöshetsutvecklingen minskade i betydelse medan varaktighetskomponentens ”bidrag” ökar.²⁴ Under 1990-talet bryts emellertid detta mönster genom att både flödes- och varaktighetskomponenten har ökat.

²⁴ Björklund (1995) drar denna generella slutsats vad gäller utvecklingen under perioden 1965-1992.

Vistelsetiden i arbetslöshet ökade särskilt mycket under åren 1992-93 men minskade under åren därefter.

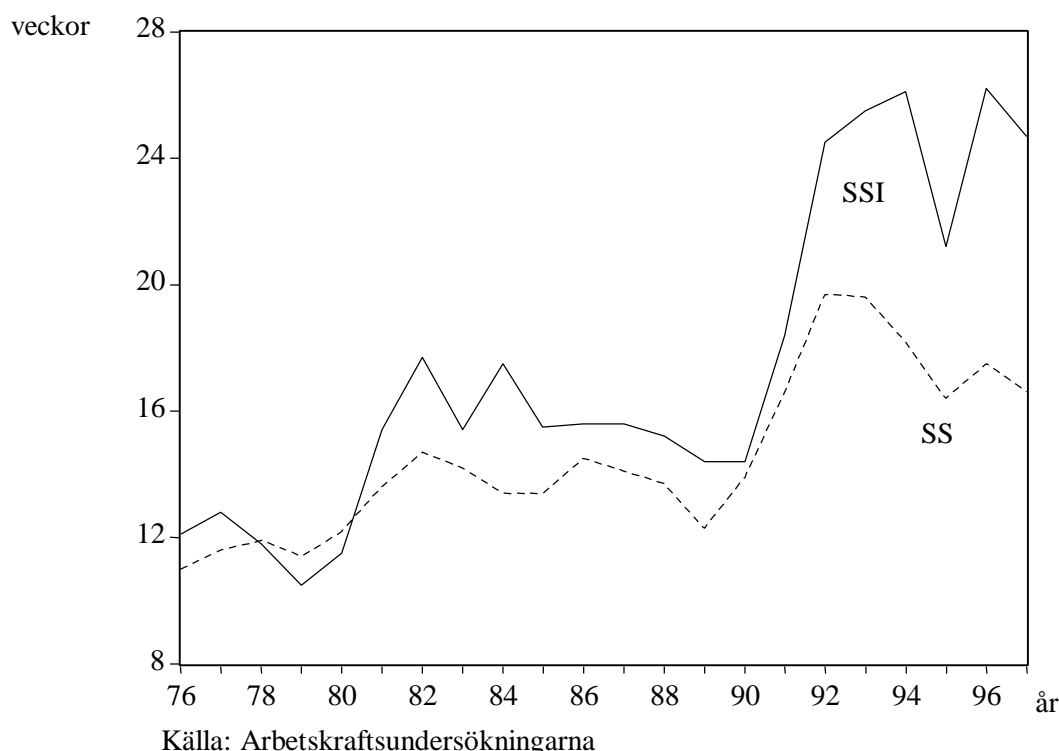


3.1 Två beräkningsmetoder av vistelsetiden under stationära villkor

I Sverige representerar ekvation (11) den vanliga beräkningsmetoden för att bestämma vistelsetiden i arbetslöshet. Genom att utnyttja informationen om (vecko-) inflödet i arbetslöshet och arbetslöshetsstockar som redovisas i AKU kan den genomsnittliga vistelsetiden - här benämnd SSI - beräknas som $SSI = \text{Arbetslöshetsnivån} / \text{Inflödet i arbetslöshet}$.²⁵ Därmed finns det följaktligen två beräkningsmetoder för att beräkna denna tidskomponent under antagande om steady state eftersom vistelsetiden under stationära villkor (SS) också kan beräknas utifrån ekvation (7). Det är därför av intresse att jämföra utfallet av de två beräkningsmetoderna.

²⁵ I Björklund (1981) finns en utförlig diskussion om grunderna för denna beräkningsmetod.

FIGUR 7 Vistelsetiden i arbetslöshet beräknat utifrån bestånd/flöde (SSI) respektive kvarstannandesannolikheter (SS), i Sverige 1976-97



En sådan jämförelse visar som framgår av *Figur 7* och *Tabell 1* att vistelsetiden från början av 1980-talet genomgående är längre enligt det traditionellt beräknade måttet (SSI) än vad som är fallet med det alternativa måttet (SS). Särskilt markant är skillnaden under 1990-talet då exempelvis vistelsetiden är närmare 10 veckor längre för åren 1996 och 1997 om den traditionella beräkningsmetoden används i stället för den alternativa. Detta föranleder givetvis frågan varför utfallen skiljer sig mellan de två beräkningsmetoderna?

En argumentering är att problemet med mätfel kan vara större med det traditionella beräkningssättet av vistelsetiden än med det alternativa beräkningssättet som här har presenterats. I Björklund (1981) framhålls att den beräkningsmetod som här benämns "traditionell" är känslig för mätfel i flödeskomponenten. Detta sammanhänger bl a med definitionen av begreppet "arbetslös" och när i månaden mättidpunkten infaller. Enligt AKU:s arbetslöshetsdefinition så räknas en individ *inte* som arbetslös under veckan om denne har haft arbete under en del av veckan men saknat arbete under den resterande delen. Konsekvensen av att inte beakta denna korttidsarbetslöshet liksom att inflödet till arbetslöshet inte är jämnt fördelad över månaden kan leda till felskattningar av den "sanna" nivån på vistelsetiden.

**Tabell 1 Olika mått på arbetslöshetstidernas utveckling i Sverige 1976-97.
Årliga genomsnitt.**

År	Andel kvar- varande arbets- löshet efter 6 månader ^a	Andel kvar- varande arbets- löshet efter 12 månader ^a	Tvårsnitts tid ^b (TT)	Vistelsetid ^b (SSI)	Vistelsetid ^b (SS)	Vistelsetid ^b (NSS)
1976	14,2	5,2	12,9	12,1	10,7	-
1977	15,1	4,6	13,4	12,8	11,4	12,0
1978	17,5	5,8	14,6	11,8	11,4	12,0
1979	18,7	6,8	15,2	10,5	10,9	11,1
1980	17,0	5,9	14,5	11,5	11,8	12,2
1981	17,6	5,5	15,2	15,4	12,9	13,9
1982	21,7	7,9	17,5	17,7	14,4	14,7
1983	22,9	8,9	18,1	15,4	14,1	14,3
1984	25,4	10,9	19,6	17,5	13,1	13,3
1985	24,4	10,0	18,9	15,5	13,0	13,5
1986	23,0	10,1	18,3	15,6	13,6	14,4
1987	22,1	9,4	18,8	15,6	12,9	13,3
1988	21,5	9,6	18,4	15,2	13,3	13,3
1989	18,8	7,9	16,8	14,4	11,3	12,3
1990	16,4	6,1	14,9	14,4	13,2	13,6
1991	18,0	6,1	16,4	18,4	14,8	17,2
1992	26,0	9,5	20,9	24,5	18,0	19,6
1993	35,5	14,7	25,8	25,5	18,0	19,3
1994	43,9	24,0	32,8	26,1	17,0	17,3
1995	42,1	24,9	33,8	21,2	15,6	15,9
1996	45,3	27,3	36,2	26,2	15,8	16,3
1997	46,4	29,8	38,4	24,7	15,2	15,5

Källa: Arbetskraftsundersökningarna och egna beräkningar.

Anm: a.) procent. b.) veckor. U6 respektive U12 avser procentuell andel av de arbetslösa som har längre tid än 6 månader respektive 12 månader i arbetslöshet. SSI har beräknats genom att relatera arbetslöshetsbeståndet och veckoinflödet till arbetslöshet (årsgenomsnitt). Beräkningarna av SS och NSS bygger på ekvation (7).

Om inflödet underskattas leder detta till att längden på vistelsetiden överskattas och vice versa. Om exempelvis AKU-urvalet visar att arbetslöshetsstocken består av 10 000 personer och att inflödet den senaste veckan var 500 personer beräknas den genomsnittliga vistelsetiden som: $10\,000/500 = 20$ veckor. Om det då finns många personer som har arbetat t ex halva veckan finns det risk för en felkattning av detta varaktighetsmått. Antag att 200 personer har varit arbetslösa halva veckan. I detta fall skulle då den "sanna" arbetslöshetsnivån (i genomsnitt) bestå av 10100 personer medan det "sanna" inflödet skulle vara 600 personer. Vistelsetiden skulle då beräknas till 16,83 veckor. Med andra ord påverkas nivån på detta varaktighetsmått betydligt av hur man behandlar de korttidsarbetslösa.

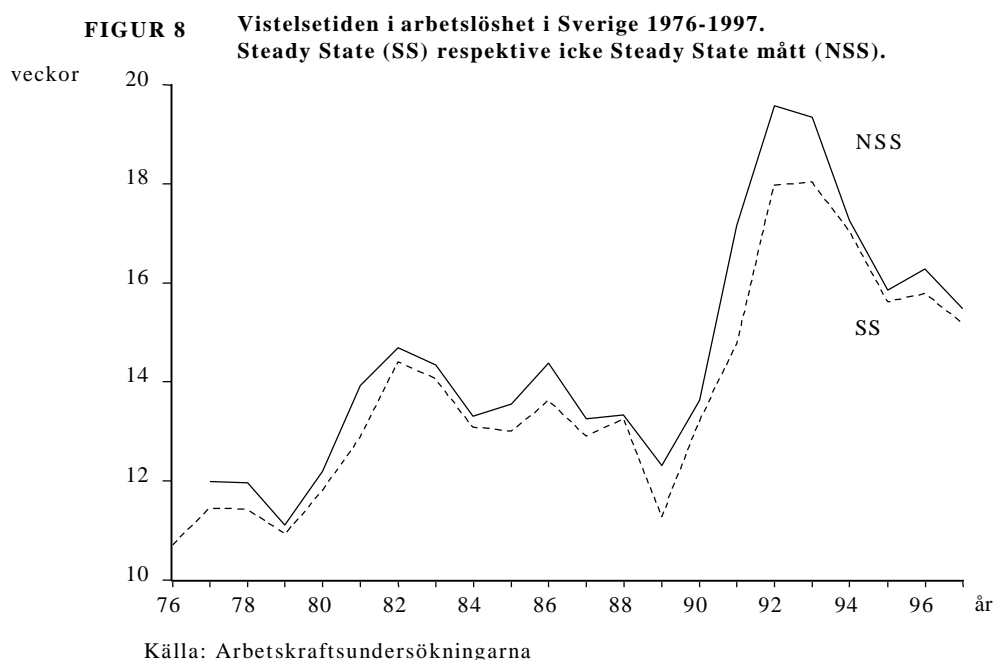
När det gäller mättidpunkten kan det uppstå liknande problem på grund av att inflödet inte är jämnt fördelat för månaden. Exempelvis ökar inflödet markant i samband med skolavslutningar. Båda dessa problem accentueras ytterligare om måttet sedan beräknas för mindre urval vilket blir fallet om materialet indelas efter t ex ålder. Om urvalen är små kan variationer i

inflödet med ett fåtal personer följaktligen medföra stora variationer i detta mått på vistelsetiden.

Dessa problem kan ha accentuerats under den turbulenta period i början 1990-talet när inflödet till arbetslöshet ökade mycket kraftigt. Dessutom bör det understrykas att de arbetslöshetsstockar som redovisas i AKU bygger på estimat från varje AKU-urval och bygger inte på historiska värden på inflöden till och utflöden från arbetslöshet. Man kan därför inte utesluta att detta också kan bidra till att förstärka effekterna av de mätfelsproblem som finns vad gäller flödeskomponenten vid beräkningarna av vistelsetiden. I den utsträckning mätfelsproblemen är mindre med det alternativa beräkningssättet kan man alltså på empiriska grunder ifrågasätta den traditionella beräkningsmetoden för att bestämma vistelsetiden.

4 Cykliska variationer i arbetslöshetens komponenter

Avsikten med detta avsnitt är att undersöka det cykliska variationsmönstret i arbetslöshetens komponenter. Särskilt intresse ägnas åt att undersöka betydelsen av steady state antagandet i måttet på vistelsetiden för den cykliska variabiliteten i vistelsetiden. Detta görs genom att jämföra den cykliska responsen för det steady state betingade vistelsetidsmåttet med responsen för det obetingade måttet.



I *Figur 8* jämförs utvecklingen av måttet på vistelsetiden som bygger på steady state antagande (SS) respektive måttet som inte bygger på steady state villkor (NSS). Som framgår visar de båda måtten - när de är aggregerade på årsbasis - ett tämligen likartat utvecklingsmönster. Skillnaderna mellan måtten är små under stora delar av 1970- och 1980-talet när arbetslösheten är förhållandevis låg och variationerna är små.

Tabell 2 Korrelationskoefficienter mellan olika mått på arbetslöshetstider. 1976-1997. Årsdata, kvartalsdata och månadsdata.

Årsdata	U12	U6	TT	SS	NSS
U12	1,00				
U6	0,98	1,00			
TT	0,99	0,99	1,00		
SS	0,59	0,70	0,67	1,00	
NSS	0,47	0,59	0,56	0,97	1,00
Kvartals- data	U12	U6	TT	SS	NSS
U12	1,00				
U6	0,97	1,00			
TT	0,99	0,98	1,00		
SS	0,51	0,57	0,58	1,00	
NSS	0,37	0,46	0,43	0,75	1,00
Månads- data	U12	U6	TT	SS	NSS
U12	1,00				
U6	0,96	1,00			
TT	0,98	0,97	1,00		
SS	0,42	0,48	0,50	1,00	
NSS	0,25	0,30	0,29	0,42	1,00

Källa: Arbetskraftsundersökningarna och egna beräkningar. U6 respektive U12 betecknar andelen arbetslösa av alla öppet arbetslösa som har en arbetslöshetsperiod som är längre än 6 månader respektive 12 månader. TT betecknar tvärsnittstiden, SS den steady state betingade vistelsetiden och NSS den icke steady state betingade vistelsetiden.

Skillnaderna blir något tydligare vid mer extrema arbetsmarknadslägen, dvs under överhettningssåret 1989 när arbetslösheten är extremt låg och under 1991-93 när det sker en snabb uppgång i arbetslösheten (jämför också *Tabell 1*). Detta framgår också av att måtten är betydligt mindre korrelerade vid lägre aggregeringsnivå på data vilket reflekterar att skillnaderna i måttens kortsiktiga variationer är betydande (se *Tabell 2*).

Beräkningar av variationskoefficienten för respektive mått visar att det icke steady state baserade måttet varierar mer än det steady state baserade måttet. Dessa iakttagelser överensstämmer med de resultat som Sider (1985) finner på amerikanska data. Skattas respektive mått på vistelsetiden mot inflödet i arbetslöshet som oberoende variabel är estimatet för det steady state betingade måttet negativt och statistiskt signifikant på konventionella nivåer medan estimatet är positivt signifikant för det obetingade måttet på vistelsetiden.²⁶ Detta är konsistent med den slutsats som dras i avsnitt 2.4 nämligen att steady state antagandet på kort sikt implicerar ett omvänt samband mellan flödeskomponenten och den genomsnittliga vistelsetiden.

Dessutom bör det noteras att om de mest turbulenta åren på arbetsmarknaden i början på 1990-talet undantas så var vistelsetiden under åren 1995-1997 i genomsnitt endast cirka 2 veckor längre än under 1980-talet.²⁷ I den utsträckning vistelsetiden är en indikator på arbetsmarknadens funktionssätt - i termer av hur lång tid en arbetslöshetsperiod varar - är det därför svårt att utifrån denna iakttagelse argumentera för att funktionssättet allvarligt skulle ha försämrats under 1990-talet jämfört med 1980-talet.

Som ovan framgår utgör kvarstannandesannolikheterna i arbetslöshet de underliggande komponenterna i måtten på vistelsetiderna. Den följande framställningen begränsas till de kvarstannandesannolikheter som inte är bestämda under stationära villkor. *Tabell 3* redovisar medelvärden för sådana kvarstannandesannolikheter under olika delperioder för perioden 1976-97. Sedan 1970-talet tycks kvarstannandesannolikheterna generellt ha ökat samtidigt som det bör noteras att arbetslöshetstider över 12 månader var mycket ovanliga före 1990-talet. Under 1970-talet ökade kvarstannandesannolikheten i arbetslöshet med tiden i arbetslöshet. Detta mönster är dock inte lika tydligt för de två senare perioderna, särskilt inte för 1990-talet

²⁶ I skattningarna som görs på logaritmisk form inkluderas också månadsdummies samt en kubisk tids-trend. I den ursprungligt skattade ekvationen för det steady state betingade måttet är estimatet inte statistiskt signifikant samtidigt som det finns betydande seriekorrelationsproblem. Det signifikant negativa estimatet erhålls om ekvationen skattas under antagande om att residualerna har en första ordningens autoregressiv struktur (AR(1)) vilket korregerar för seriekorrelationen.

Tabell 3 Kvarstannandesannolikheter (icke-steady state estimat) i arbetslöshet i Sverige 1976-97. Medelvärden för perioden.

Arbetslöshets- tid (månader)	1	2	3	4-6	6-12	<12-
<i>Period</i>						
1976-79	0.59	0.68	0.69	0.70	0.85	-
1980-89	0.68	0.72	0.73	0.70	0.87	-
1990-97	0.74	0.78	0.87	0.76	0.88	0.93
<i>Cykliska år</i>						
1979/80 (h)	0.62	0.70	0.63	0.70	0.85	-
1982/83 (l)	0.71	0.78	0.73	0.72	0.88	-
1987/88 (h)	0.65	0.67	0.76	0.69	0.86	-
1992/93 (l)	0.82	0.87	0.87	0.78	0.89	0.94

Anm: (h) respektive (l) betecknar hög- respektive lågkonjunkturår.

Källa: Arbetskraftsundersökningarna och egna beräkningar.

då kvarstannandesannolikheten är klart högre vid 3 månaders arbetslöshetstid än vid 4-6 månaders arbetslöshetstid. En möjlig förklaring är att detta reflekterar en effekt av den aktiva arbetsmarknadspolitiken. Efter tre månaders arbetslöshet väntar de arbetslösa på att få en åtgärd och är då mindre aktuella för ett arbete. Detta är konsistent med att den genomsnittliga tiden i arbetslöshet innan den arbetslöse deltar i en åtgärd varit drygt 4 månader under 1990-talet.²⁸

²⁷ Om motsvarande jämförelse görs med det steady state baserade måttet är skillnaden också två veckor.

²⁸ Se Harkman m fl (1998). Höjgård (1994) finner belägg för ett positivt varaktighetsberoende för övergångar från arbetslöshet till arbetsmarknadspolitiska åtgärder.

Tabell 3 redovisar också kvarstannandesannolikheter i olika konjunkturlägen, högkonjunkturåren 1979/80 respektive 1987/88 och lågkonjunkturåren 1982/83 respektive 1992/93. Som framgår är tendensen att kvarstannandesannolikheterna varierar cykliskt, dvs att de är högre under lågkonjunkturer än under högkonjunkturer, låt vara att skillnaderna är små under 1980-talet. Däremot indikerar dessa data att kvarstannandesannolikheten inte entydigt ökar med arbetslöshetstiden under de första sex månaderna i arbetslöshet. Det är först därefter som kvarstannandesannolikheten ökar. Detta mönster avviker från det som Sider finner på amerikanska data där kvarstannandesannolikheten kontinuerligt stiger med arbetslöshetstiden.

4.1 Ekonometriska skattningsresultat

Som ovan konstateras beror konjunkturrella förändringar i arbetslöshetsbeståndet på variationer i inflödet till arbetslöshet och i den genomsnittliga vistelsetiden i arbetslöshet medan variationer i vistelsetiden i sin tur beror på variationer i de underliggande kvarstannandesannolikheterna. För att få en uppfattning om den cykliska variationen i arbetslöshetens komponenter är den naturliga infallsvinkeln att relatera dessa komponenter till någon eller några indikatorer som reflekterar efterfrågesituationen på arbetsmarknaden. Respektive komponents känslighet för förändringar av arbetsmarknadsläget kan då tolkas utifrån de skattade koefficienterna på efterfrågeindikatorerna. Det är dock inte givet hur ett cykliskt inflytande skall specificeras eller vilka efterfrågemått som bör användas. Därför har olika specifikaformer och mått prövats.

Den ansats som här har valts bygger på en enkel linjär regression där den beroende variabeln specificeras på logaritmiskt form. Denna har skattats mot den aggregerade vakans- och arbetslöshetsknoten (V/U), som antas reflektera efterfrågesituationen på arbetsmarknaden, tillsammans med en kubisk trend samt månadsspecifika dummies som avser fånga upp säsongsvariationer.²⁹

En alternativ (och komplementär) ansats har också prövats där efterfrågesituationen tillåts ha ett mer dynamiskt inflytande på den beroende variabeln genom att inflytandet specificeras

²⁹ De alternativa efterfrågemått som har prövats är differensen mellan vakanser och arbetslöshet relativt arbetskraften (se Ohlsson & Vredin (1996)) och trendavvikelsen i den reala industriproduktionen. Valet av vakans- och arbetslöshetsknoten (V/U) har slutligen avgjorts på empiriska grunder. Som mått på efterfrågesituationen på arbetsmarknaden har det använts i ett flertal studier, t ex Björklund (1978), Pissarides (1986) och Björklund & Holmlund (1989). Även om det inte finns några a priori skäl för att använda kvoten mellan vakanser och arbetslösa presenterar Pissarides starka empiriska belägg för att använda en sådan specifikaform.

Tabell 4 Univariata stationaritets test för perioden 1976:1 - 1997:12

	<i>DF</i> t-värde	<i>DF med trend</i> t-värde	<i>ADF</i> t-värde	<i>ADF med trend</i> t-värde
<i>Nivå</i>				
arbetslöshet	-0.22	-2.42	0.41	-1.65
inflöde i arbetslöshet	-4.94***	-12.80***	-	-
tvärsnittstider	0.26	-3.23*	1.11	-1.91
vistelsetider (steady state)	-1.72*	-11.11***	-	-
vistelsetider^a (icke steady state)	-2.36**	-13.38***	-	-
kvarstannande- sannolikheter^a (icke steady state)				
- 1 månad	-2.25**	-12.96***	-	-
- 2 månader	-2.21**	-14.38***	-	-
- 3 månader	-2.04**	-13.10***	-	-
- 4-6 månader	-0.77	-10.70***	-	-
- 6-12 månader	-0.53	-13.97***	-	-
- >12 månader ^b	-0.04	-5.62***	-	-
<i>Förändring</i>				
arbetslöshet^c	-15.53***	-15.50***		
arbetslöshet^d	-2.54**	-2.44	-2.13**	-1.95
tvärsnittstider^c	-19.67***	-19.69***		
tvärsnittstider^d	-5.84***	-6.97***	-	-

Anm: DF och ADF betecknar Dickey-Fuller test respektive Augmented Dickey-Fuller test, se Dickey & Fuller (1979, 1981). Augmented Dickey-Fuller inkluderar tre laggade differenskomponenter. Kritiska värden bygger på MacKinnon (1991). *, ** respektive *** anger statistisk signifikans på 10%-nivå, 5%-nivå respektive 1%-nivå.

a.) estimationsperioden är 1977:1-1997:12. b.) estimationsperioden är 1987:1-1997:12.

c.) förändring avser $x_t - x_{t-1}$.

d.) förändring avser $x_t - x_{t-12}$.

dock att valet av antalet ”laggade” faktorer blir något godtyckligt även om detta i princip är möjligt att testa på statistiska grunder. I Appendix, *Tabell A2* redovisas resultat som bygger på en sådan mer dynamisk ansats och som använder ett annat efterfrågemått.³⁰

Innan resultaten redovisas är det av intresse att först undersöka tidsserieegenskaperna i de olika arbetslöshetskomponenterna. *Tabell 4* redovisar univariata tidsserieegenskaper för arbetslöshetsnivån, inflödet till arbetslöshet, arbetslöshetstider och kvarstannandesannolikheter för perioden 1977-97. Som framgår av testindikatorerna i tabellen tycks stationäritetsegenskaperna vara uppfyllda för nivåvariabler i flertalet fall men kan ifrågasättas när det gäller arbetslöshetsbeståndet och tvärsnittstiderna. För dessa båda variablerna tycks däremot första differensen vara stationära. Vad gäller årliga förändringar i arbetslöshetsbeståndet är det dock tveksamt om stationäritetsegenskaperna är uppfyllda.

I *Tabell 5* redovisas estimat på inflytandet av efterfrågeförändringar på arbetslöshetsinflöden och vistelsetiden i arbetslöshet. Enligt förväntan varierar inflödet till arbetslösheten omvänt med arbetsmarknadsläget. Estimatet för perioddummys (D90) indikerar uppgången i inflödet under 1990-talet liksom att estimatet för interaktionstermen indikerar att responsen var särskilt stor under denna period.

Som framgår indikerar estimaten att arbetslöshetstiderna varierar kontracykliskt.³¹ Resultaten tyder på att steady state antagandet är av betydelse för vistelsetidens respons på efterfrågeförändringar. Estimatet för det steady state betingade måttet på vistelsetiden (SS) är mindre (i absoluta tal) än estimatet för det icke steady state betingade måttet på vistelsetiden (NSS). För både SS-måttet och NSS-måttet indikerar perioddummys (D90) att vistelsetiden har ökat under 1990-talet. Däremot ger estimaten för interaktionstermen inte några tydliga belegg för att vistelsetidens cykliska respons skulle ha varit särskilt stor under detta årtionde när arbetsmarknadsläget försämrades drastiskt. Detta gäller särskilt NSS-måttet medan motsvarande tolkning av estimatet för SS-måttet är något mer obestämd. Resultaten kan tolkas som att NSS-måttet har en bättre genuin förmåga än SS-måttet att fånga upp cykliska variatio-

³⁰ Ansatsen liknar den som används i Sider (1985) och är en variant av så kallad Polynomial Distributed Lags. Som efterfrågemått används trendavvikelsen i den reala industriproduktionen i logaritmerad form. I motsats till Sider som använder olika lag-längder på efterfrågemåttet beroende på arbetslöshetskomponent (tre-månaders-lag i arbetslöshetsinflödesekvationen, sex-månaders-lag i vistelsetidsekvationen, tolv-månaders-lag i arbetslöshetsnivåekvationen) används här sex-månaders-lag i samtliga ekvationer. I ekvationerna inkluderas dessutom en kubisk trend och månadsdummies.

³¹ Detta är konsistent med vad Sider (1985) respektive Corak & Heiz (1996) finner för den amerikanska respektive kanadensiska arbetsmarknaden.

Tabell 5 **Cyklisk variabilitet i arbetslöshetsinflöden och arbetslöshetstider 1977-97.**
Beroende variabel på logaritmisk form. Månadsdata, n=252.

	Inflöde (IFU)	Inflöde (IFU)	Vistelsetid (SS)	Vistelsetid (SS)	Vistelsetid (NSS)	Vistelsetid (NSS)
5:A						
V/U	-0.727** (8.48)	-0.495** (4.23)	-0.271** (6.97)	-0.166** (3.14)	-0.422** (8.57)	-0.345** (5.09)
(V/U)*D90		-0.626** (3.16)		-0.169* (1.88)		-0.078 (0.68)
D90		0.334** (2.26)		0.213** (3.18)		0.185** (2.15)
D-W	1.52	1.59	1.30	1.35	2.00	2.06
<hr/>						
5:B						
V/U	-0.729** (6.85)	-0.518** (3.75)	-0.229** (4.28)	-0.140** (2.07)	-0.420** (8.52)	-0.327** (4.95)
(V/U)*D90		-0.590** (2.50)		-0.166 (1.42)		-0.102 (0.91)
D90		0.309* (1.74)		0.214** (2.43)		0.208** (2.48)
ρ AR(1)	0.24** (3.82)	0.21** (3.23)	0.36** (5.79)	0.33** (5.28)	-0.003 (0.05)	-0.04 (0.91)
D-W	2.05	2.04	1.97	1.95	1.97	1.98

Anm: Absoluta t-värden anges i parenteserna. ** respektive * anger statistisk signifikans på 5%-nivå respektive 10%-nivå. IFU betecknar (vecko)inflödet till arbetslöshet, SS det steady state baserade måttet på vistelsetiden i arbetslöshet medan NSS är ett icke-steady state baserat mått på vistelsetiden. En kubisk trend och månadsdummies är inkluderade i samtliga ekvationer. V: vakansstock (antal personer); U: arbetslöshetsstock (antal personer); D90 är en dummyvariabel för perioden 1990-1997.

Källa: AKU och AMS.

ner i vistelsetiden. Dessa iakttagelser talar således för att steady state restriktionen tenderar ges snedvridna estimat på effekten av cykliska variationer på vistelsetiden i arbetslöshet.

Durbin-Watson-statistikan indikerar att det finns vissa problem med seriekorrelation i några av ekvationerna. Om ekvationerna skattas under antagandet att det finns en första ordningens autoregressiv struktur i residualerna som korrigerar för seriekorrelationen ändrar dock detta inte nämnvärt slutsatserna (se sektion 5:B i *Tabell 5*). Motsvarande estimationer för arbetslöshetsnivån och tvärsnittstider har specificerats på differensform och redovisas i Appendix, *Tabell A1*. Resultaten indikerar bl a att förändringar i tvärsnittstiderna är cykliskt känsliga och att denna variabilitet tycks ha ökat under 1990-talet. I dessa fall finns det dock betydande problem med seriekorrelationen.

Resultaten tycks vara robusta för andra specifikationer av efterfrågeinflytandet och andra efterfrågemått. I Appendix, *Tabell A2* redovisas resultat från en liknande ansats som Sider (1985) använder på amerikanska data och som bygger på en mer dynamisk specifikation av efterfrågeinflytandet. Som framgår tycks varken val av ansats eller mått spela någon större roll för resultaten eftersom dessa i stort sett sammanfaller med de som här har redovisats.

Ovanstående iakttagelser indikerar alltså att antagandet om steady state tycks vara betydelsefullt för cykliska variationer i vistelsetiden. Det kan också vara intressant att undersöka den cykliska känsligheten i kvarstannandesannolikheterna som utgör de underliggande komponenterna till de steady state betingade respektive icke steady state betingade måtten på vistelsetiden.

I *Tabell 6* och *Tabell 7* redovisas resultaten från dessa estimationer. Som framgår är resultaten konsistenta med att det icke-steady state betingade måttet på vistelsetiden reagerar starkare på efterfrågevariationer än det steady state betingade måttet på vistelsetiden. Genomgående är estimaten på efterfrågeindikatorn större i absoluta tal för de icke-steady state betingade kvarstannandesannolikheterna än estimaten för de steady state betingade kvarstannandesannolikheterna. Vidare finns en tendens till att den cykliska känsligheten avtar med arbetslöshetstiden, dvs korta arbetslöshetstider reagerar starkare på cykliska förändringar än långa arbetslöshetstider. Detta gäller särskilt estimaten för det icke steady state betingade måttet. Dessa iakttagelser överensstämmer med vad Sider (1985) finner för USA nämligen att den cykliska känsligheten är störst vid kortare arbetslöshetstider.

Notera också att kvarstannandesannolikheten vid tre månader (KNS3) varierar positivt med arbetsmarknadsläget under 1990-talet vilket indikeras av det positiva estimatet på inter-

Tabell 6 Cyklisk variabilitet i (steady state) kvarstannandesannolikheterna (KSS) 1977-97.
Beroende variabel på logaritmisk form. Månadsdata, n=252.

Kvarstannande- sannolikhet	1 månad KSS1	2 månader KSS2	3 månader KSS3	4-6 månader KSS4-6	6-12 månader KSS6-12	12- månader KSS12 ^a
6:A						
V/U	-0.189** (3.34)	-0.257** (4.93)	-0.091 (1.57)	-0.083** (3.15)	0.041** (2.98)	0.003 (0.02)
D-W	1.69	2.01	1.97	1.56	1.74	1.56

6:B						
V/U	-0.172** (2.62)	-0.257** (4.94)	-0.092 (1.55)	-0.079** (2.47)	0.039** (2.55)	0.005 (0.23)
ρ AR(1)	0.16** (2.44)	0.01 (0.07)	0.01 (0.22)	0.21** (3.35)	0.13** (2.01)	0.17* (1.89)
D-W	2.01	2.00	2.00	2.04	2.02	1.98

6:C						
V/U	-0.136* (1.75)	-0.067 (0.96)	-0.172** (2.12)	-0.090** (2.49)	-0.005 (0.28)	-
V/U*D90	0.033 (0.26)	-0.467** (3.91)	0.195 (1.42)	-0.057 (0.92)	0.086** (2.71)	-
D90	0.178* (1.81)	0.299** (3.35)	-0.127 (1.24)	-0.053 (1.15)	-0.089** (3.76)	-
D-W	1.74	2.13	1.99	1.62	1.87	

Anm: Absoluta t-värden anges i parenteserna. ** respektive * anger statistisk signifikans på 5%-nivå respektive 10%-nivå. Kvarstannandesannolikheter som bygger på steady state antagande (KSS_i) där i= 1, 2, 3, 4-6, 6-12 samt mer än 12 månader. En kubisk trend och månadsdummies är inkluderade i samtliga ekvationer. V: vakansstock (antal personer); U: arbetslöshetsstock (antal personer); D90 är en dummyvariabel för perioden 1990-1997. a.) estimationsperiod 1990-97.

Källa: AKU och AMS.

Tabell 7 Cyklisk variabilitet i (icke-steady state) kvarstannandesannolikheterna (KNS) 1977-97. Beroende variabel på logaritmisk form. Månadsdata, n=252.

Kvarstannande-sannolikhet	1 månad KNS1	2 månader KNS2	3 månader KNS3	4-6 månader KNS4-6	6-12 månader KNS6-12	12- månader KNS12- ^a
7:A						
V/U	-0.311** (5.75)	-0.357** (6.76)	-0.125** (2.16)	-0.132** (6.25)	-0.031** (2.67)	0.059 (1.31)
D-W	1.62	1.97	1.65	1.71	1.95	1.35
7:B						
V/U	-0.321** (5.00)	-0.356** (6.61)	-0.132* (1.95)	-0.128** (5.27)	-0.031** (2.59)	0.021 (0.33)
ρ AR(1)	0.19** (2.97)	0.01 (0.22)	0.17** (2.68)	0.15** (2.26)	0.02 (0.32)	0.38** (3.82)
D-W	2.00	1.98	1.91	2.02	1.96	2.45
7:C						
V/U	-0.282** (3.80)	-0.189** (2.62)	-0.243** (3.07)	-0.113** (3.85)	-0.035** (2.18)	-
(V/U)*D90	0.081 (0.64)	-0.389** (3.17)	0.353** (2.64)	-0.064 (1.28)	0.020 (0.72)	-
D90	0.132 (1.40)	0.282** (3.09)	-0.151 (1.51)	0.021 (0.56)	-0.001 (0.06)	-
D-W	1.67	2.08	1.70	1.72	1.96	

Anm: Absoluta t-värden anges i parenteserna. ** respektive * anger statistisk signifikans på 5%-nivå respektive 10%-nivå. Kvarstannandesannolikheter som *inte* bygger på steady state antagande (KNS_i) där i= 1, 2, 3, 4-6, 6-12 samt mer än 12 månader. En kubisk trend och månadsdummies är inkluderade i samtliga ekvationer. V: vakansstock (antal personer); U: arbetslöshetsstock (antal personer); D90 är en dummyvariabel för perioden 1990-1997. a.) estimationsperiod 1990-97.

Källa: AKU och AMS.

aktionstermen i *Tabell 7*. Som ovan framhållits är en möjlig förklaring att detta reflekterar att den arbetslöse efter tre månader i arbetslöshet inväntar en åtgärd.

Även i detta fall är resultaten robusta för val av mått och hur efterfrågeinflytandet specificeras. I Appendix *Tabell A3* redovisas skattningar med den reala industriproduktionen som efterfrågemått. Dessa resultat skiljer sig inte nämnvärt från de som här har redovisats.

5 Sammanfattning och kommentarer

Ett syfte med uppsatsen är att med utgångspunkt från Arbetskraftsundersökningarna (AKU) undersöka hur arbetslöshetens komponenter i termer av inflöde till arbetslöshet och arbetslöshets-tider har utvecklats på den svenska arbetsmarknaden under perioden 1976-1997. Särskilt intresse ägnas åt att studera utvecklingen av arbetslöshetstiden som kan mätas på olika sätt. En viktig distinktion är mått som avser längden på arbetslöshetsperioderna för dem som vid en given tidpunkt är arbetslösa, den s k tvärsnittstiden, och mått som avser längden av samtliga påbörjade och avslutade arbetslöshetsperioder under en given tidsperiod, den s k vistelsetiden.

Eftersom måtten beaktar spridningen i längden på arbetslöshetsperioderna på olika sätt har de olika tolkningar. Den genomsnittliga vistelsetiden ger en indikation på hur länge en godtyckligt lång arbetslöshetsperiod "överlever" i genomsnitt och kan därför tolkas som en indikator på arbetsmarknadens funktionssätt. Den genomsnittliga tvärsnittstiden indikerar hur länge de som för tillfället är arbetslösa i genomsnitt har varit arbetslösa och - eftersom måttet ger relativt stor vikt för individer med långa arbetslöshetsperioder - kan därmed tolkas som en indikator på att arbetslöshetsbördan är olika fördelad mellan de arbetslösa.

Resultaten konfirmerar tidigare stiliserade fakta som gällde för Sverige fram till i början av 1990-talet att tidskomponenten fått större betydelse för arbetslöshetsutvecklingen medan flödeskomponentens bidrag minskat. I samband med den dramatiska ökningen av arbetslösheten i början av 1990-talet skedde ett trendbrott från ett minskande inflöde i arbetslöshet till ett ökat inflöde som efter 1995 har stabiliserats på en högre nivå än tidigare.

Ökningen i arbetslösheten förklaras också av stigande arbetslöshetstider. I termer av andelsmått - andelen arbetslösa sedan minst 6 månader respektive 12 månader av alla arbetslösa - ökade arbetslöshetstiden kraftigt fram till i början av 1997. Därefter har arbetslöshetstiden enligt dessa mått minskat mycket kraftigt. I termer av tvärsnittstider - som visar sig vara mycket starkt korrelerad med andelsmåten - har dock inte arbetslöshetstiderna minskat. Under åren 1996 och

1997 var den genomsnittliga tvärsnittstiden cirka 36 respektive 38 veckor. När det gäller vistelsetiden ökade den från i genomsnitt 13 veckor under 1980-talet till att vara drygt 19 veckor under åren 1992 och 1993. För perioden därefter minskade åter vistelsetiden och var i genomsnitt drygt 16 veckor.

I uppsatsen bestäms vistelsetiden utifrån information om "kvarstannandesannolikheter" i arbetslöshet. Denna ansats bygger på mindre restriktiva antaganden än den metod som traditionellt har använts för att beräkna vistelsetiden på svenska data. Den "traditionella" metoden att bestämma vistelsetiden är att relatera arbetslöshetsstocken till inflödet i arbetslöshet. Denna metod bygger dock på det centrala antagandet att arbetsmarknaden karaktäriseras av steady state jämvikt, dvs inflödet till arbetslöshet antas vara lika stort som utflödet ur arbetslöshet vilket implicerar att utvecklingen av flödeskomponenten och tidskomponenten (vistelsetiden) antas vara oberoende av varandra. Med den alternativa ansatsen är det möjligt att konstruera mått på vistelsetiden som både bygger på steady state jämvikt respektive som inte bygger på steady state jämvikt. Det senare måttet beaktar alltså att det finns ett mer eller mindre starkt positivt beroende mellan flödes- och tidskomponenten på kort sikt. Detta betyder också att vistelsetiden kan bestämmas utifrån två olika beräkningsmetoder som båda bygger på steady state jämvikt.

Beräkningar visar att från början av 1980-talet ger den traditionella beräkningsmetoden genomgående högre värden på vistelsetiden än den alternativa metoden och särskilt stor är skillnaden under 1990-talet när arbetslösheten har ökat kraftigt. En möjlig förklaring till skillnaderna är att mätfelsproblemen är betydligt större med den traditionella metoden och att dessa har accentuerats i samband 1990-talets arbetslöshetskris. Ingenting talar heller för att antagandet om steady state har varit (approximativt) uppfyllt under detta årtionde. Den traditionella metoden framstår således som mindre lämplig för att beräkna vistelsetiden, särskilt för 1990-talets svenska arbetsmarknad.

Det andra syftet med uppsatsen är att undersöka det cykliska variationsmönstret i arbetslöshetens komponenter. Mer specifikt undersöks vilken betydelse antagandet om steady state jämvikt har för att estimerar vistelsetidens cykliska utveckling. Resultaten visar att det finns en högre tidsmässig variabilitet (i termer av variationskoefficienten) i det icke-steady state betingade måttet (NSS) än i det steady state betingade måttet (SS). Estimeras respektive mått med inflödet till arbetslöshet som oberoende variabel visar estimaten ett positivt beroende för NSS-måttet medan SS-måttet inte har något sådant beroende. Dessa iakttagelser är således konsistenta med de antaganden som respektive mått bygger på angående beroendet mellan flödes- och tidskomponenten på kort och lång sikt.

För att undersöka den cykliska variationen i arbetslöshetens komponenter skattas dessa mot variabler som kan antas reflektera arbetsmarknadsläget. Koefficientestimaten för efterfrågevariablerna tolkas som komponentens känslighet för cykliska variationer. Skattningsresultaten visar att flödeskomponenten har en starkare (negativ) cyklisk respons än de två vistelsetidsmått (SS och NSS). Vad gäller vistelsetidsmått har NSS-måttet en betydligt starkare cyklisk respons än SS-måttet och generellt tycks det förra måttet ha en bättre förmåga att fånga upp effekter av efterfrågevariationer av det slag som den svenska arbetsmarknaden har erfarit under 1990-talet. Dessa resultat konfirmeras ytterligare av resultaten från motsvarande skattningar av den cykliska känsligheten hos de underliggande kvarstannandesannolikheterna till SS-måttet respektive NSS-måttet. Den cykliska responsen är starkare för de kvarstannandesannolikheter som är relaterad till NSS-måttet än de som är relaterad till SS-måttet. Dessutom tenderar den cykliska känsligheten att avta med tiden i arbetslöshet, och detta gäller särskilt tydligt för NSS-estimaten.

Dessa resultat visar sig också vara robusta för skattningar som använder andra specifikationsformer av efterfrågeinflytandet på arbetslöshetens komponenter och andra mått på arbetsmarknadsläget. Den slutsats som kan dras av dessa observationer är att steady state restriktionen tycks ha en dämpande effekt på cykliska variationer i vistelsetiden. Konsekvensen av detta är att restriktionen tenderar ge estimat som blir snedvridna (biased) vid skattningar av vistelsetidens längd i olika konjunkturlägen. När arbetsmarknadsläget försämras underskattas längden på vistelsetiden medan den överskattas när arbetsmarknadsläget förbättras. De resultat som här redovisats är samstämmiga med de resultat som Sider (1985) finner i en studie med data för den amerikanska arbetsmarknaden.

I denna uppsats har arbetslöshetstidernas ”konjunkturrella beteende” enbart analyserats för arbetsmarknaden som ett aggregat. Det är dock långtifrån självklart att arbetslöshetstidernas cykliska variationsmönster skulle vara homogent över hela arbetsmarknaden utan detta kan variera mellan olika grupper på arbetsmarknaden. Det framstår därför som angeläget med en motsvarande analys som bygger på mer disaggregerade data än vad som har använts i denna uppsats.

Referenser

- Baker, M., (1992), "Digit Preference in CPS Unemployment Data", *Economics Letters*, 39.
- Björklund, A. (1978), "On the Duration of Unemployment in Sweden, 1965-76," *Scandinavian Journal of Economics*, No 1, Vol. 80.
- Björklund, A. (1981), *Studies in the dynamics of unemployment*, EFI, Stockholm.
- Björklund, A. (1983), "Measuring the duration of unemployment: a note", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol 30, No 2, June.
- Björklund, A. (1984), "Arbetslöshetens effekter för individen - en granskning av den svenska forskningen", kapitel 9 i *Arbetsmarknadspolitik under omprövning*, SOU 1984:31, EFA, Arbetsmarknadsdepartementet.
- Björklund, A.,(1995), "Unemployment in Sweden", i Björklund, A. & T. Eriksson (Red.) *Unemployment in the Nordic Countries*, North Holland, Amsterdam.
- Björklund, A. & B. Holmlund (1989), "Effects of Extended Unemployment Compensation in Sweden", i Gustafsson B.A. & N.A. Klevmarken (Red.) *The Political Economy of Social Security*, Elsevier Science Publishers B.V.
- Bowers, J.K., & D. Harkess, (1979), "Duration of Unemployment by Age and Sex", *Economica*, December, 46.
- Corak, M. & A. Heiz, (1996), "Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment", *Review of Income and Wealth*, Series 42, Number 1, March.
- Harkman, A.& M. Klingvall & F.Jansson & S.Okeke & L. Öhrn,(1998), "90-talets arbetsmarknad", *Ura* 1998:5, AMS, Solna,
- Höjgård, S., (1994), *Long-Term Unemployment in a Full Employment Economy*, (doktorsavhandling), Lund Economic Studies, Lunds Universitet.
- Kaitz, H. B., (1970), "Analyzing the Lengths of Spells of Unemployment", *Monthly Labor Review*, 93.
- Machin, S, & A. Manning, (1998), "The Causes and Consequences of Long-Term Unemployment in Europe", *Discussion paper 400*, July, CEP, LSE, London.
- OECD (1997), *Employment Outlook*, July, Paris.
- Ohlsson, H, & A.Vredin, (1996), "Political Cycles and Cyclical Policies", *Scandinavian Journal of Economics*, No 2, Vol. 98.
- Pissarides, C. A., (1986), "Unemployment and Vacancies in Britain, *Economic Policy*, 3.

Salant, S., (1977), "Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts", *Quarterly Journal of Economics*, February, 91.

Sider, H., (1985), "Unemployment Duration and Incidence:1968-82," *American Economic Review*, June 1985, 75.

APPENDIX

Tabell A1 Cyklisk variabilitet i arbetslöshetsstock (U) och tvärsnittstider (TT) 1977-97.
Beroende variabel på logaritmisk form. Månadsdata, n=252.

	Arbets- löshet	Arbets- löshet	Arbets- löshet	Tvärsnitts- tid	Tvärsnitts- tid	Tvärsnitts- tid
	ΔU	ΔU	ΔU	ΔTT	ΔTT	ΔTT
V/U	-0.700** (8.86)	-0.320** (3.17)	-0.331** (2.83)	-0.442** (8.34)	-0.262** (3.66)	-0.237** (2.37)
(V/U)*D90		-0.565** (3.30)	-0.177 (0.77)		-0.451** (3.71)	-0.320* (1.83)
D90		0.797** (6.24)	0.115 (0.54)		0.277** (3.05)	0.232* (1.73)
ρ AR(1)			0.89** (39.40)			0.46** (7.90)
D-W	0.32	0.39	2.20	1.03	1.10	2.15

Anm: Absoluta t-värden anges i parenteserna. ** respektive * anger statistisk signifikans på 5%-nivå respektive 10%-nivå. U betecknar arbetslöshetsbeståndet (i personer) och TT tvärsnittstiden i arbetslöshet (veckor). Δ avser 12-månadersförändring. En kubisk trend och månadsdummies är inkluderade i samtliga ekvationer. V: vakansstock (antal personer); U: arbetslöshetsstock (antal personer); D90 är en dummyvariabel för perioden 1990-1997.

Källa: AKU och AMS.

Tabell A2

Cyklisk variabilitet i arbetslösheten och dess komponenter 1977-97. (Unrestricted distributed lag model.) Beroende variabel på logaritmisk form. Månadsdata, n=252.

	Inflöde	Vistelsetid (steady state)	Vistelsetid (icke steady state)	Tvårsnittstid	Arbetslöshet
	IFU	SS	NSS	DTT	DU
IPD _t	-0.091 (0.28)	-0.402** (3.01)	-0.372* (1.80)	-0.154 (1.57)	-0.795** (4.34)
IPD _{t-1}	-0.704** (2.15)	-0.127 (0.97)	-0.739** (3.55)	-0.264** (2.68)	-0.704** (3.82)
IPD _{t-2}	-0.571* (1.75)	-0.079 (0.61)	0.339 (1.63)	-0.296** (3.01)	-0.589** (3.21)
IPD _{t-3}	-0.626* (1.94)	-0.265** (2.04)	0.002 (0.01)	-0.273** (2.80)	-0.474** (2.61)
IPD _{t-4}	-0.917** (2.82)	-0.082 (0.63)	-0.069 (0.33)	-0.266** (2.71)	-0.430** (2.35)
IPD _{t-5}	-0.019 (0.06)	-0.437** (3.28)	-0.011 (0.05)	-0.279** (2.79)	-0.229 (1.23)
IPD _{t-6}	-0.817** (2.26)	-0.418** (2.88)	-0.730** (3.17)	-0.206* (1.89)	-0.103 (0.41)
Σ IPD _{t-k}	-3.745** (7.70)	-1.811** (9.28)	-2.258** (7.30)	-1.738** (11.86)	-3.477** (12.72)
D-W	1.47	1.50	2.20	1.35	0.49

Σ IPD _{t-k}					
1977-89	-2.566** (4.18)	-1.301** (5.33)	-2.159** (5.56)	-1.296** (7.10)	-2.445** (8.15)
1990-97	-4.824** (7.86)	-1.954** (8.01)	-1.892** (4.88)	-2.188** (12.00)	-2.928** (9.78)
D-W	1.50	1.55	2.29	1.44	0.74

Anm: Absoluta t-värden anges i parenteserna. ** respektive * anger statistisk signifikans på 5%-nivå respektive 10%-nivå. IFU betecknar (vecko)inflödet till arbetslöshet, SS det steady state baserade måttet på vistelsetiden i arbetslöshet medan NSS är ett icke-steady state baserat mått på vistelsetiden. U betecknar arbetslöshetsbeståndet (i personer) och TT tvärsnittstiden i arbetslöshet (veckor). Δ avser 12-månadersförändring. IPD anger trendavvikelsen i den reala industriproduktionen och har skattats på logaritmisk form mot en tidstrend. Antalet laggar (k) är sex månader. En kubisk trend och månadsdummies är inkluderade i samtliga ekvationer.

Källa: AKU och AMS.

Tabell A3

Cyklisk variabilitet i (icke-steady state) kvarstannandesannolikheterna (KNS) 1977-97.
(Unrestricted distributed lag model.) Beroende variabel på logaritmisk form.
Månadsdata, n=252.

Kvarstannande- sannolikhet	1 månad KNS1	2 månader KNS2	3 månader KNS3	4-6 månader KNS4-6	6-12 månader KNS6-12	12- månader KNS12- ^a
IPD _t	-0.583** (2.95)	-0.063 (0.32)	0.365* (1.77)	0.102 (1.31)	0.053 (1.26)	-0.061 (1.06)
IPD _{t-1}	-0.410** (2.06)	-0.611** (3.08)	-0.392* (1.88)	-0.052 (0.66)	0.007 (0.16)	-0.107* (1.86)
IPD _{t-2}	-0.322 (1.63)	-0.379* (1.92)	0.022 (0.11)	-0.204** (2.60)	-0.039 (0.91)	-0.097* (1.70)
IPD _{t-3}	-0.009 (0.05)	0.122 (0.62)	0.012 (0.09)	-0.187** (2.41)	-0.035 (0.84)	-0.072 (1.26)
IPD _{t-4}	-0.056 (0.28)	0.042 (0.22)	-0.070 (0.34)	-0.225** (2.88)	-0.023 (0.54)	-0.055 (0.96)
IPD _{t-5}	0.095 (0.47)	-0.254 (1.07)	-0.267 (1.27)	-0.003 (0.09)	-0.072* (1.65)	-0.042 (0.72)
IPD _{t-6}	-0.560** (2.56)	-0.622** (2.84)	-0.016 (0.23)	-0.103 (1.18)	-0.037 (0.78)	-0.030 (0.46)
Σ IPD _{t-k}	-1.845** (6.28)	-1.764** (6.00)	-0.341 (1.10)	-0.670** (5.75)	-0.146** (2.29)	-0.464** (3.01)
D-W	1.66	1.90	1.63	1.63	1.95	1.81

Σ IPD _{t-k}						
1977-89	-1.605** (4.32)	-1.188** (3.16)	-1.010** (2.59)	-0.546** (3.66)	-0.066 (0.80)	-
1990-97	-1.428** (3.85)	-1.945** (5.18)	0.399 (1.02)	-0.800** (5.37)	-0.173** (2.10)	-0.464** (3.01)
D-W	1.50	1.98	1.73	1.69	1.92	1.81

Anm: Absoluta t-värden anges i parenteserna. ** respektive * anger statistisk signifikans på 5%-nivå respektive 10%-nivå. Kvarstannandesannolikheter som *obetingade* av steady state antagande (KNS_i) där i= 1, 2, 3, 4-6, 6-12 samt mer än 12 månader. IPD anger trendavvikelsen i den reala industriproduktionen och har skattats på logaritmisk form mot en tidstrend. Antalet laggar (k) är sex månader. En kubisk trend och månadsdummies är inkluderade i samtliga ekvationer. a.) estimationsperiod 1990-97.

Working Paper Series/Arbetsrapport

FIEF Working Paper Series was initiated in 1985. A complete list is available from FIEF upon request. Information about the series is also available at our website on URL <http://www.fief.se/Publications/WP.html>.

1996

131 **Hansson, Pär**, "Trade, Technology and Changes in Employment of Skilled Labour in Swedish Manufacturing", 27 pp.

132 **Sørensen, Peter Birch**, "Subsidiering af husholdningstjenester: Teoretiske argumenter og praktiske erfaringer fra Danmark", 17 pp.

133 **Edin, Per-Anders**, "Anställningsskydd och arbetslöshet", 26 pp.

134 **Vartiainen, Juhana**, "Lönebildning, sysselsättning och inflation", 18 pp.

135 **Forslund, Anders**, "Arbetstidsförkortning - Arbetsdelning eller raserad välfärd?", 15 pp.

136 **Holmlund, Bertil**, "Arbetslöshetsförsäkring och arbetslöshet", 24 pp.

137 **Wikström, Magnus**, "Skatteväxling och arbetsmarknad", 14 pp.

138 **Gustavsson, Patrik, Hansson, Pär and Lars Lundberg**, "Technology, Resource Endowments and International Competitiveness", 30 pp.

139 **Holmlund, Bertil and Per Lundborg**, "Wage Bargaining, Union Membership, and the Organization of Unemployment Insurance", 36 pp.

140 **Assarsson, Bengt and Per Jansson**, "Unemployment Persistence: The Case of Sweden", 21 pp.

141 **Moen, Espen R.**, "Education, Ranking, and Competition for Jobs", 28 pp.

1997

142 **Brühlhart, Marius and Johan Torstensson**, "Regional Integration, Scale Economies and Industry Location in the European Union", 40 pp.

143 **Ackum Agell, Susanne och Anders Harkman**, "De lågutbildades arbetsmarknadsutsikter", 33 pp.

144 **Greenaway, David** and **Johan Torstensson**, "Economic Geography, Comparative Advantage and Trade Within Industries: Evidence from the OECD", 23 pp.

145 **Reed, Geoffrey** and **Johan Torstensson**, "National Product Preferences and International Trade", 22 pp.

1998

146 **Lundborg, Per** and **Paul S. Segerstrom**, "The Growth and Welfare Effects of International Mass Migration", 31 pp.

147 **Aronsson, Thomas, Blomquist, Sören** and **Hans Sacklén**, "Identifying Interdependent Behavior in an Empirical Model of Labor Supply", 26 pp.

148 **Andersson, Linda, Gustafsson, Ola** and **Lars Lundberg**, "Structural Change, Competition and Job Turnover in the Swedish Manufacturing Industry 1964-96",

1999

149 **Vartiainen, Juhana**, "Job Assignment and the Gender Wage Differential: Theory and Evidence on Finnish Metalworkers", 24 pp.

150 **Gustavsson, Patrik** and **Jonas Nordström**, "The Impact of Seasonal Unit Roots and Vector ARMA Modeling on Forecasting Monthly Tourism Flows", 21 pp.

151 **Zetterberg, Johnny**, "Arbetslöshetstider i Sverige – utvecklingen 1976-1997", 45 s.